

**ΠΜΣ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ, ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ
ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ, ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ**

**ΟΙΚΟΝΟΜΙΑ ΚΑΙ ΕΞΩΓΕΝΕΙΣ ΔΙΑΤΑΡΑΚΤΙΚΟΙ
ΠΑΡΑΓΟΝΤΕΣ: ΟΙ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΤΩΝ
ΤΡΟΜΟΚΡΑΤΙΚΩΝ ΕΝΕΡΓΕΙΩΝ ΣΤΙΣ ΑΓΟΡΕΣ
ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΟΣ ΣΕ ΕΛΛΑΔΑ ΚΑΙ ΜΕΓΑΛΗ
ΒΡΕΤΑΝΙΑ**

ΒΑΣΙΛΕΙΟΣ Β. ΑΘΑΝΑΣΙΟΥ

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ, ΑΝΑΠ. ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ ΧΡΗΣΤΟΣ ΚΟΛΛΙΑΣ

ΒΟΛΟΣ 2010

Υπεύθυνη δήλωση

Βεβαιώνω ότι είμαι συγγραφέας αυτής της διπλωματικής εργασίας και ότι κάθε βοήθεια την οποία είχα για την προετοιμασία της, είναι πλήρως αναγνωρισμένη και αναφέρεται στη διπλωματική εργασία. Επίσης έχω αναφέρει τις όποιες πηγές από τις οποίες έκανα χρήση δεδομένων, ιδεών ή λέξεων, είτε αυτές αναφέρονται ακριβώς είτε παραφρασμένες. Επίσης, βεβαιώνω, ότι αυτή η πτυχιακή εργασία προετοιμάστηκε από εμένα προσωπικά ειδικά για τις απαιτήσεις του προγράμματος μεταπτυχιακών σπουδών στην Εφαρμοσμένη Οικονομική του Τμήματος Οικονομικών Επιστημών του Πανεπιστημίου Θεσσαλίας.

Βόλος, Ιανουάριος 2010

Στον Βάιο και στη Ροδάνθη, στους γονείς μου

Ευχαριστίες

Θα ήθελα να ευχαριστήσω τον επιβλέποντα καθηγητή της διπλωματικής μου εργασίας αναπληρωτή καθηγητή κ. Χρήστο Κόλλια, τον λέκτορα κ. Στέφανο Παπαδάμου και τον υποψήφιο διδάκτορα κ. Αποστόλη Σταγιάννη για την καθοδήγηση και τις συμβουλές τους. Επίσης, νιώθω την ανάγκη να ευχαριστήσω τα αδέρφια μου Παναγιώτη και Παρασκευή αλλά και τους φίλους μου Γιάννη Δίπλα, Κώστα Κάντζιο, Αντώνη Μάνο και Άρτεμις Μαρκάκη για την όποια συνεισφορά τους στην περάτωση της εργασίας, αλλά κυρίως για τη συμπαράσταση τους σε όλη τη διάρκεια των μεταπτυχιακών μου σπουδών. Τέλος, θέλω να εκφράσω την ευγνωμοσύνη μου στην Μαρία Τραχίλη για την υποστήριξη της και τη συμβολή της στην ολοκλήρωση της διπλωματικής εργασίας.

Περιεχόμενα

| | |
|---|-----------|
| Περίληψη..... | 8 |
| Κεφάλαιο 1 | |
| Εισαγωγή..... | 10 |
| Κεφάλαιο 2 | |
| Βασικές έννοιες | |
| 2.1 Οι επιθέσεις της 11 ^{ης} Σεπτεμβρίου του 2001 και η αντίδραση των ΗΠΑ..... | 13 |
| 2.2 Διάκριση τρομοκρατικής ενέργειας – εμφυλίου πολέμου..... | 14 |
| 2.3 Διάκριση του κόστους..... | 15 |
| 2.4 Διάκριση εγχώριας και διεθνούς (ή διεθνικής) τρομοκρατίας..... | 16 |
| 2.5 Αίτια της τρομοκρατικής συμπεριφοράς..... | 17 |
| Κεφάλαιο 3 | |
| 3.1 Μακροοικονομικές επιπτώσεις της τρομοκρατίας: Βιβλιογραφική επισκόπηση | |
| 3.1.1 Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν (ΑΕΠ)..... | 19 |
| 3.1.2 Κατανάλωση..... | 24 |
| 3.1.3 Κρατικές δαπάνες..... | 25 |
| 3.1.4 Εξαγωγές..... | 26 |
| 3.1.5 Μελέτες περιπτώσεων..... | 27 |
| 3.2 Μικροοικονομικές επιπτώσεις της τρομοκρατίας: Βιβλιογραφική επισκόπηση | |
| 3.2.1 Τουρισμός..... | 28 |
| 3.2.2 Καθαρές Άμεσες Ξένες Επενδύσεις..... | 31 |
| 3.2.3 Η επιρροή στο εμπόριο..... | 32 |
| 3.2.4 Χρηματοοικονομικές αγορές..... | 33 |
| Κεφάλαιο 4 | |
| Αξιολόγηση των επιπτώσεων της τρομοκρατίας σε αναπτυγμένες και αναπτυσσόμενες χώρες..... | 36 |
| Κεφάλαιο 5 | |
| Σχολιασμός της μεθοδολογίας: Βιβλιογραφική επισκόπηση..... | 38 |

Κεφάλαιο 6

Συναλλαγματική ισοτιμία: Προσδιοριστικοί παράγοντες και οι επιπτώσεις της συναλλαγματικής αστάθειας

6.1 Προσδιοριστικοί παράγοντες των συναλλαγματικών ισοτιμιών.....41

6.2 Επιπτώσεις της συναλλαγματικής αστάθειας

6.2.1 Συναλλαγματική αστάθεια και άμεσες ξένες επενδύσεις.....42

6.2.2 Συναλλαγματική αστάθεια και εξαγωγές.....45

Κεφάλαιο 7

Περιγραφή δεδομένων και μεθοδολογία

7.1 Περιγραφή δεδομένων.....47

7.2 Μεθοδολογία.....47

7.2.1 Event study μεθοδολογία.....48

7.2.2 Χρονική μεταβλητότητα της διακύμανσης.....50

Κεφάλαιο 8

Ανάλυση και εμπειρικά αποτελέσματα.....52

8.1 Ελλάδα

8.1.1 19/04/1991.....52

8.1.2 14/07/1992.....55

8.1.3 24/01/1994.....58

8.1.4 04/07/1994.....60

8.1.5 19/09/1994.....63

8.1.6 Σχολιασμός αποτελεσμάτων για την Ελλάδα.....65

8.2 Μεγάλη Βρετανία

8.2.1 20/07/1982.....67

8.2.2 12/10/1984.....69

8.2.3 21/12/1988.....72

8.2.4 09/02/1996.....74

8.2.5 07/07/2005.....76

8.2.6 Σχολιασμός των αποτελεσμάτων για τη Μεγάλη Βρετανία.....78

8.3 Η επίδραση του χτυπήματος της 7^{ης} Ιουλίου 2005 στο Λονδίνο σε παγκόσμιο επίπεδο

8.3.1 Η ισοτιμία αγγλικής λίρας-euro.....79

8.3.2 Η ισοτιμία αγγλικής λίρας-αυστραλιανού δολαρίου.....81

8.3.3 Η ισοτιμία αγγλικής λίρας-ιαπωνικού γιεν.....84

8.3.4 Η ισοτιμία αγγλικής λίρας-ραντ Νοτίου Αφρικής.....86

8.3.5 Σχολιασμός αποτελεσμάτων για το χτύπημα της 7^{ης} Ιουλίου 2005.....89

Κεφάλαιο 9

Συμπεράσματα και προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.....91

Βιβλιογραφία.....94

Περίληψη

Στην παρούσα εργασία πραγματοποιείται μια προσπάθεια αξιολόγησης των πιθανών επιπτώσεων τρομοκρατικών ενεργειών στις αγορές συναλλάγματος. Ειδικότερα, επιλέγονται πέντε συγκεκριμένα τρομοκρατικά χτυπήματα στην Ελλάδα και στη Μεγάλη Βρετανία, με κριτήρια τον αριθμό των θυμάτων, τη σπουδαιότητα των στόχων, το κόστος στις υποδομές και τη μορφή της επίθεσης, και εξετάζεται η συναλλαγματική ισοτιμία του νομίσματος κάθε χώρας έναντι του αμερικανικού δολαρίου το αμέσως επόμενο διάστημα μετά το τρομοκρατικό συμβάν. Παράλληλα, στην προσπάθεια ελέγχου των επιπτώσεων της διεθνούς τρομοκρατίας παγκοσμίως, εξετάζονται επιπλέον οι ισοτιμίες της αγγλικής λίρας έναντι του αυστραλιανού δολαρίου, του ιαπωνικού γιεν, του ευρώ και του ραντ Νοτίου Αφρικής, για την περίπτωση των βομβιστικών επιθέσεων της Al Qaeda στο Λονδίνο το 2005. Αρχικά, χρησιμοποιείται η event study μεθοδολογία για τη διερεύνηση της αντίδρασης των συναλλαγματικών ισοτιμιών μετά την πραγματοποίηση των επιλεγμένων τρομοκρατικών χτυπημάτων. Δεύτερον, με τη χρήση EGARCH υποδειγμάτων αξιολογούνται οι πιθανές επιπτώσεις αυτών των γεγονότων στη μεταβλητότητα των συναλλαγματικών αποδόσεων. Τα εμπειρικά αποτελέσματα διαφοροποιούνται ανάλογα με το χτύπημα, ωστόσο προκύπτουν σαφείς ενδείξεις βιαιότερης αντίδρασης στις περιπτώσεις διεθνούς μορφής τρομοκρατίας.

Abstract

This dissertation attempts to evaluate and establish the possible effects that terrorist attacks may have on exchange markets. Taking into account the number of the victims, the importance of the targets, the cost of the destroyed infrastructure and the type of the attack, five terrorist attacks were selected, both in Greece and Great Britain, and the exchange rate fluctuations of the two countries currencies against the US Dollar, shortly after the incidents were studied. This study also concentrates on international terrorism and aims at investigating the global impacts of the 7 July 2005 London bombings by examining the exchange rate of the British Pound against the Australian Dollar, the Japanese Yen, the Euro and the South African Rand. Thus, an event study methodology was used in order to monitor the exchange rate reaction to the selected terrorist incidents. Any possible effects of these incidents to the exchange rate volatility were evaluated by using EGARCH models. As a result, and although the empirical results vary, there is much

evidence proving that transnational terrorism has more profound economic impact on foreign exchange markets than domestic terrorism.

Key words: terrorism, foreign exchange markets, conditional volatility

JEL Classification: C22, G14, F31

Κεφάλαιο 1

Εισαγωγή

Η τρομοκρατία είναι η προμελετημένη χρήση ή απειλή χρήσης βίας από άτομα ή εθνικές οντότητες, η οποία στοχεύει στην εξυπηρέτηση πολιτικών ή κοινωνικών σκοπών μέσω του εκφοβισμού ενός μεγάλου αριθμού ατόμων, εκτός από το άμεσο θύμα της. Μολονότι τα κίνητρα των τρομοκρατών συχνά διαφέρουν, η δράση τους ακολουθεί ένα συγκεκριμένο μοτίβο, αν και τα περιστατικά τρομοκρατίας έχουν ποικίλες μορφές: αεροπειρατείες, απαγωγές, δολοφονίες, απειλές, βομβαρδισμοί και επιθέσεις αυτοκτονίας. Οι τρομοκρατικές επιθέσεις έχουν ως σκοπό την άσκηση πίεσης στην εκάστοτε κυβέρνηση, με στόχο την εγγύηση εκ μέρους της πολιτικών παραχωρήσεων. Εάν μια κυβέρνηση υπό την πολιορκία της τρομοκρατικής απειλής αξιολογήσει τις προσδοκώμενες δαπάνες εξαιτίας μελλοντικών τρομοκρατικών ενεργειών ως μεγαλύτερες από εκείνες της υπαναχώρησής της απέναντι στις απαιτήσεις των τρομοκρατών, τότε θα κάνει κάποιους συμβιβασμούς. Έτσι, μια τρομοκρατική οργάνωση που ενεργεί με βάση τη λογική είναι σε θέση, κατ' αρχήν, να φτάσει στον στόχο της ταχύτερα, εάν φανεί ικανή να αυξήσει τις συνέπειες της δράσης της. Οι εν λόγω συνέπειες μπορεί να πάρουν πολλές μορφές, στις οποίες περιλαμβάνονται οι απώλειες ανθρώπινων ζώων, τα καταστραμμένα κτήρια, το υψηλό επίπεδο ανησυχίας και πολλά είδη οικονομικών δαπανών. Είναι ολοφάνερο πως οι επιθέσεις στις 11 Σεπτεμβρίου 2001 στο Παγκόσμιο Κέντρο Εμπορίου της Νέας Υόρκης επέφεραν σημαντικό κόστος, το οποίο υπολογίζεται ανάμεσα στα 80 με 90 εκατομμύρια δολάρια, εάν σε αυτό συμπεριληφθούν οι επακόλουθες απώλειες σε μισθούς, οι αποζημιώσεις των θυμάτων και η μείωση της εμπορικής δραστηριότητας (Kunreuther et al 2003).

Η τρομοκρατία είναι δυνατό να επιβάλλει στις χώρες-στόχους της δαπάνες μέσω πολλών οδών. Τα τρομοκρατικά περιστατικά επιφέρουν οικονομικές συνέπειες, εκτρέποντας ποσοστό των άμεσων ξένων επενδύσεων, καταστρέφοντας υποδομές, μετατοπίζοντας τα κεφάλαια των κρατικών επενδυτικών ταμείων στην ασφάλεια ή περιορίζοντας την εμπορική δραστηριότητα. Εάν μια αναπτυσσόμενη χώρα χάσει μεγάλο ποσοστό των άμεσων ξένων επενδύσεων, οι οποίες αποτελούν σημαντική αποταμιευτική πηγή, τότε το ποσοστό της οικονομικής ανάπτυξής της ίσως υποστεί μείωση. Ακριβώς όπως μπορεί να υπάρξει μείωση στην εισροή του κεφαλαίου σε μια χώρα που μαστίζεται από εμφύλιο πόλεμο (Collier et al., 2003), μια αρκετά έντονη τρομοκρατική εκστρατεία μπορεί να μειώσει δραστικά την εισροή κεφαλαίων στην αγορά (Enders και Sandler, 1996).

Η τρομοκρατία, όπως οι εμφύλιες συγκρούσεις, μπορεί να προκαλέσει οικονομικές επιπτώσεις μεταξύ γειτονικών χωρών, καθώς μια τρομοκρατική εκστρατεία σε κάποια γειτονική χώρα αναχαιτίζει την εισροή κεφαλαίων ή προκαλεί την εξάπλωση των απωλειών στην οικονομική δραστηριότητα σε ολόκληρη την περιφέρεια της χώρας που δοκιμάζεται από την τρομοκρατία. Σε μερικές περιπτώσεις, η τρομοκρατία πιθανόν να έχει αντίκτυπο σε συγκεκριμένες βιομηχανίες, όπως είχαν οι επιθέσεις της 11^{ης} Σεπτεμβρίου στις αεροπορικές εταιρίες και στον τουρισμό (Drakos, 2004, Ito και Lee, 2004). Κόστος προκύπτει επίσης από τη λήψη δαπανηρών μέτρων ασφαλείας που επιβάλλεται να καθιερωθούν έπειτα από μεγάλης κλίμακας επιθέσεις – π.χ. τα γιγαντιαία κρατικά κονδύλια που επενδύθηκαν για την ασφάλεια έπειτα από τις επιθέσεις της 11^{ης} Σεπτεμβρίου (Enders και Sandler, 2006). Η τρομοκρατία αυξάνει επίσης το κόστος της επιχειρηματικής δραστηριότητας μέσω των υψηλότερων ασφαλιστρών, της εφαρμογής δαπανηρών προληπτικών μέτρων ασφαλείας και της απόδοσης υψηλότερων μισθών στους υπαλλήλους που διατρέχουν κίνδυνο.

Το μέγεθος και η ποικιλομορφία μιας οικονομίας διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο στην ικανότητα μιας χώρας να υφίσταται τρομοκρατικές επιθέσεις χωρίς να δέχεται σημαντικές οικονομικές επιπτώσεις. Η ναυτιλιακή βιομηχανία της Υεμένης υπέφερε πολύ αφότου οι τρομοκρατικές επιθέσεις στο αμερικανικό αντιτορπιλικό *USS Cole* και στο γαλλικό δεξαμενόπλοιο *Limburg* έστρεψαν τις μισές από τις επιχειρηματικές δραστηριότητες που πραγματοποιούνταν στο λιμάνι της σε ανταγωνιστικές εγκαταστάσεις στο Τζιμπουτί και το Ομάν, εξαιτίας μιας αύξησης της τάξεως του 300% στα ασφάλιστρα (Enders και Sandler, 2006). Απώλειες όπως η παραπάνω μπορεί να έχουν προσωρινή επιρροή σε μια ευρύτερου φάσματος και αναπτυγμένη οικονομία, καθώς οι πόροι αναδιανέμονται σε άλλους οικονομικούς τομείς, ή αναπτύσσονται καλύτερα μέτρα ασφαλείας, για να αμβλυνθεί η ανησυχία. Επιπλέον, οι αναπτυγμένες οικονομίες έχουν καλύτερες νομισματικές και δημοσιονομικές δυνατότητες από ότι οι μικρές αναπτυσσόμενες χώρες, ώστε να περιορίζουν τις μακροοικονομικές επιπτώσεις των τρομοκρατικών επιθέσεων. Έτσι, είναι πιθανότερο οι αναπτυγμένες χώρες να λάβουν μέτρα για την προστασία συγκεκριμένων οικονομικών τομέων ενάντια σε τρομοκρατικές επιθέσεις, ενώ οι αναπτυσσόμενες να υποστούν κάποιες μακροοικονομικές επιπτώσεις σε περίπτωση μιας ιδιαίτερα σφοδρής επίθεσης ή μιας παρατεταμένης τρομοκρατικής εκστρατείας.

Η παρούσα μελέτη έχει σαν στόχο την ανάδειξη των οικονομικών συνεπειών της τρομοκρατίας. Αφού εξεταστούν έννοιες και ορισμοί που είναι απαραίτητοι για την κατανόηση του θέματος, πραγματοποιείται μια κριτική παραβολή της υπάρχουσας βιβλιογραφίας που ασχολείται με το θέμα του οικονομικού αντίκτυπου της τρομοκρατίας τόσο σε μακροοικονομικό όσο και σε μικροοικονομικό επίπεδο. Πέραν τούτου, εστιάζοντας στις αγορές συναλλάγματος,

γίνεται μια προσπάθεια κατάδειξης των οικονομικών επιπτώσεων που προκαλούνται από τη συναλλαγματική αστάθεια, δημιουργώντας με αυτό τον τρόπο ένα κατάλληλο υπόβαθρο για την εμπειρική μελέτη που ακολουθεί. Σε αυτή, επιδιώκεται η αξιολόγηση των πιθανών επιπτώσεων των τρομοκρατικών χτυπημάτων στις αγορές συναλλάγματος. Ειδικότερα, διερευνάται ο αντίκτυπος πέντε συγκεκριμένων τρομοκρατικών χτυπημάτων στην Ελλάδα και στη Μεγάλη Βρετανία εξετάζοντας την ισοτιμία δραχμής-δολαρίου από τη μια και αγγλικής λίρας-δολαρίου από την άλλη. Με τη χρήση event study μεθοδολογίας, ελέγχεται η αντίδραση των αγορών συναλλάγματος των δύο χωρών στα πραγματοποιηθέντα τρομοκρατικά χτυπήματα ενώ με τη χρήση EGARCH υποδειγμάτων μελετούνται οι πιθανές επιπτώσεις των τρομοκρατικών χτυπημάτων στη μεταβλητότητα των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Παράλληλα, στην προσπάθεια ελέγχου πιθανών επιπτώσεων από διεθνούς μορφής τρομοκρατική ενέργεια, διερευνούνται περαιτέρω οι ισοτιμίες αγγλικής λίρας-ευρώ, αγγλικής λίρας-ιαπωνικού γιεν, αγγλικής λίρας-αυστραλιανού δολαρίου και αγγλικής λίρας-ραντ Νοτίου Αφρικής αμέσως μετά τους βομβαρδισμούς της Al Qaeda στο Λονδίνο στις 7 Ιουλίου του 2005.

Κεφάλαιο 2

Βασικές έννοιες

2.1 Οι επιθέσεις της 11^{ης} Σεπτεμβρίου του 2001 και η αντίδραση των ΗΠΑ

Το έναυσμα για τη διενέργεια επιστημονικής έρευνας με θέμα τις οικονομικές επιπτώσεις της τρομοκρατίας αποτέλεσε αναμφισβήτητα η 11^η Σεπτεμβρίου του 2001, όταν το Παγκόσμιο Κέντρο Εμπορίου και το πεντάγωνο των ΗΠΑ κατέρρευσαν μετά τις συγκρούσεις αεροσκαφών επάνω τους, στα οποία είχε πραγματοποιηθεί προηγουμένως αεροπειρατεία από ισλαμιστές τρομοκράτες, οργανωμένοι από την Al Qaeda και τον αρχηγό της Οσάμα μπιν Λάντεν. Οι επιθέσεις της 11 Σεπτεμβρίου 2001 ήταν η μεγαλύτερη τρομοκρατική επίθεση που έχει συμβεί έως τώρα και αποτελούν κομβικό σημείο της παγκόσμιας ιστορίας, έχοντας προκαλέσει πολλές αλλαγές στις διεθνείς σχέσεις, στην κοινωνική και πολιτική ζωή σε όλο τον κόσμο με τον τραγικό αριθμό των θυμάτων να ξεπερνά τις 3.000.

Υπάρχουν ισχυρά αποδεικτικά στοιχεία που υποστηρίζουν την άποψη ότι η οικονομία των Η.Π.Α. ανέκαμψε γρήγορα μετά τις επιθέσεις της 11^{ης} Σεπτεμβρίου. Το πραγματικό ΑΕΠ παρέμεινε ουσιαστικά το ίδιο όλο το 2000 και μειώθηκε ελάχιστα στο πρώτο και στο τέταρτο τρίμηνο του 2001. Το βασικό στοιχείο είναι ότι το πραγματικό ΑΕΠ άρχισε να αυξάνεται απότομα, ξεκινώντας από το τέταρτο τρίμηνο του 2001, μετά τις επιθέσεις της 11^{ης} Σεπτεμβρίου. Η εμπιστοσύνη των καταναλωτών έπεσε απότομα ακριβώς πριν από το ξέσπασμα της ύφεσης του 2001. Ωστόσο, αμέσως μετά τις επιθέσεις της 11^{ης} Σεπτεμβρίου η εμπιστοσύνη των καταναλωτών εκτοξεύτηκε στα ύψη. Ένα ποσοστό αυτής της αύξησης θα μπορούσε να αποδοθεί στον πατριωτισμό των αμερικανών πολιτών. Η ανάκαμψη στην οικονομική δραστηριότητα ενθαρρύνθηκε από την αυξημένη ζήτηση για διαρκή καταναλωτικά αγαθά. Αυτά τα εμπορεύματα «υψηλού τζίρου» είναι το πιο ευάλωτο συστατικό στοιχείο της συνολικής κατανάλωσης, η οποία εκτινάχθηκε στα ύψη το τέταρτο τρίμηνο του 2001. Το ποσοστό της ανεργίας αυξανόταν πριν από τις επιθέσεις της 11^{ης} Σεπτεμβρίου ενώ αυξήθηκε δραματικά μετά από αυτές. Εξαιτίας του γεγονότος ότι το ποσοστό της ανεργίας είναι δείκτης της οικονομικής δραστηριότητας με χρονική υστέρηση, το ποσοστό αυτό πιθανότατα να είχε αυξηθεί ακόμα κι αν δεν είχε συμβεί το πολύνεκρο συμβάν. Έτσι, εύλογα προκύπτει το ερώτημα πού θα είχε φτάσει το ποσοστό της

ανεργίας αν οι επιθέσεις της 11^{ης} Σεπτεμβρίου δεν είχαν πραγματοποιηθεί. Ενδεχομένως να είχε αυξηθεί ακόμη περισσότερο.

Σχεδόν κατά κοινή ομολογία, μια καλά ενορχηστρωμένη μακροοικονομική στρατηγική απορρόφησε τους κραδασμούς των τρομοκρατικών επιθέσεων της 11^{ης} Σεπτεμβρίου στις Ηνωμένες Πολιτείες. Οι χρηματοοικονομικές αγορές ήταν σε σύγχυση, καθώς οι συναλλαγές στην αγορά ομολόγων αναστάλθηκαν για μία μέρα και οι συναλλαγές στην αγορά μετοχών δεν ξανάρχισαν παρά την επόμενη εβδομάδα. Στη διάρκεια αβέβαιων εποχών, οι κάτοχοι στοιχείων ενεργητικού αποστροφής κινδύνου αυξάνουν το ποσοστό ρευστών στοιχείων ενεργητικού στα χαρτοφυλάκιά τους. Η Κεντρική Τράπεζα των Η.Π.Α. αντέδρασε σε αυτό το κύμα απαίτησης ρευστότητας, μειώνοντας δραστικά το επιτόκιο κατατεθειμένων διαθεσίμων, διατηρώντας έτσι διαθέσιμα κεφάλαια για επενδύσεις και άλλες ανάγκες. Η δημοσιονομική πολιτική έπαιξε επίσης υποστηρικτικό ρόλο. Η πρώτη περικοπή φόρων από το 1985 κατοχυρώθηκε νομικά τον Μάιο του 2001, λίγους μήνες πριν από τις επιθέσεις της 11^{ης} Σεπτεμβρίου. Ως άμεση αντίδραση στις επιθέσεις της 11^{ης} Σεπτεμβρίου, το αμερικανικό Κογκρέσο ενέκρινε τη συμπληρωματική διάθεση κονδυλίων ύψους 40 δισεκατομμυρίων δολαρίων σε επείγουσες δαπάνες για τις προσπάθειες έρευνας και διάσωσης στα τέσσερα σημεία των επιθέσεων και αύξησε τις δυνάμεις και τα μέσα ασφαλείας στα αεροδρόμια της χώρας και άλλους τόπους μαζικών συγκεντρώσεων. Μαζί με τα απαιτούμενα μέτρα για την αντιμετώπιση των καταστροφών, το κύμα αύξησης των κρατικών δαπανών λειτούργησε ως ισχυρό ερέθισμα της ζήτησης. Με το ξεκίνημά του στις 7 Οκτωβρίου 2001, ο πόλεμος στο Αφγανιστάν έδωσε επίσης ώθηση στις κρατικές δαπάνες. Η κρατική αποταμίευση κατρακύλησε από ανήκουστες υψηλές τιμές πλεονάσματος σε χαμηλές τιμές-ρεκόρ ελλείμματος. Και, μολονότι το δημοσιονομικό έλλειμμα μπορεί να επιφέρει κάποιες ανεπιθύμητες επιπτώσεις μακροπρόθεσμα, η αμερικανική δημοσιονομική και χρηματοοικονομική πολιτική διαδραμάτισε ξεκάθαρα ουσιαστικό ρόλο στην αποκατάσταση της εμπιστοσύνης καταναλωτών και επενδυτών.

2.2 Διάκριση τρομοκρατικής ενέργειας – εμφυλίου πολέμου

Έρευνες κατά τη διάρκεια της προηγούμενης δεκαετίας έχουν αποδείξει ότι οι εμφύλιες διαμάχες μπορεί να επιφέρουν σημαντικές οικονομικές επιπτώσεις, όπως μείωση στον ρυθμό ανάπτυξης μιας χώρας (π.χ. Collier και Hoeffler, 2004, Collier et al., 2003, Collier και Sambanis, 2002) αλλά και στον ρυθμό ανάπτυξης γειτονικών χωρών (Murdoch και Sandler, 2002). Ωστόσο, ένας εμφύλιος πόλεμος αποτελεί μια διαμάχη ευρύτερου φάσματος σε σύγκριση με την

τρομοκρατία, καθώς συνήθως επιφέρει τουλάχιστον 1000 θανάτους και μπορεί να οδηγήσει σε δεκάδες χιλιάδες ανθρώπινες απώλειες, ενώ ένα τρομοκρατικό περιστατικό έχει ως αποτέλεσμα, κατά μέσο όρο, έναν μόνο θάνατο (Sandler, 2003). Έτσι, μια χώρα μπορεί να μαστίζεται από την τρομοκρατία για μια σχετικά μεγάλη χρονική περίοδο, αλλά να υποστεί μέτριες περιουσιακές ζημιές και σχετικά λίγους θανάτους. Οι εμφύλιοι πόλεμοι μπορεί να πηγάζουν από μια εξέγερση που στοχεύει στην ανατροπή των κυβερνητικών δυνάμεων, ενώ σε άλλες περιπτώσεις ξεσπούν εξαιτίας της διαμάχης μεταξύ ομάδων που διχάζονται από ριζικές διαφορές. Η τρομοκρατία είναι μια τακτική που είναι πιθανό να σχετίζεται με κάποιον εμφύλιο πόλεμο, μια εξέγερση ή άλλη μορφή πολιτικής βίας. Ως τέτοια, η τρομοκρατία συνήθως συνοδεύεται από μικρές απώλειες σε ανθρώπινες ζωές και περιουσίες. Φυσικά, υπάρχουν και εξαιρέσεις, όπως οι βομβιστικές επιθέσεις σε τρένα στις 11 Μαρτίου 2004 στη Μαδρίτη ή στην πτήση Pan Am 103 στις 21 Δεκεμβρίου 1988, όπου χάθηκαν περίπου διακόσιοι και τριακόσιοι άνθρωποι αντίστοιχα. Ακόμα και σε αυτές τις περιπτώσεις, όμως, η απώλεια ανθρώπινων ζωών, αν και τραγική, είναι ασήμαντη σε σύγκριση με αυτή στις περισσότερες εμφύλιες συγκρούσεις, οπότε ο πιθανός μακροοικονομικός αντίκτυπος των τρομοκρατικών περιστατικών δεν συναγωνίζεται εκείνον των εμφυλίων πολέμων.

Η παραπάνω πρόβλεψη μπορεί να αλλάξει υπό ορισμένες προϋποθέσεις: μια μεγάλης κλίμακας επίθεση όπως αυτή της 11^{ης} Σεπτεμβρίου, μια παρατεταμένη τρομοκρατική εκστρατεία με πολλά θανατηφόρα περιστατικά ή κάποια ολέθρια επίθεση στον πρωτογενή τομέα μιας αναπτυσσόμενης χώρας. Πάντως, δεν αναμένεται ένας μέτριος αριθμός τρομοκρατικών περιστατικών στις περισσότερες χώρες να επηρεάσει την αύξηση των εσόδων τους. Η παραπάνω είναι μια ουσιαστική διαπίστωση, καθώς υποδηλώνει ότι οι δείκτες κινδύνου που συμπεριλαμβάνουν τις εμφύλιες συγκρούσεις και την τρομοκρατία μπορεί απλώς να ταυτίζονται με σημαντικές αναταραχές που συνδέονται με τις πρώτες. Επιπλέον, ότι οι πιο πιθανές συνέπειες της τρομοκρατίας σε μια οικονομία είναι συχνά οι μικροοικονομικές επιδράσεις σε συγκεκριμένους οικονομικούς τομείς.

2.3 Διάκριση του κόστους

Υπάρχουν πολυάριθμες διακρίσεις κόστους όσον αφορά τις απώλειες εξαιτίας τρομοκρατικών ενεργειών. Οι άμεσες δαπάνες, για παράδειγμα, περιλαμβάνουν τις άμεσες απώλειες που σχετίζονται με μια τρομοκρατική επίθεση ή εκστρατεία και περιλαμβάνουν τις υλικές ζημιές, την αξία των ανθρώπινων απωλειών, τις δαπάνες που σχετίζονται με τους

τραυματισμούς, συμπεριλαμβανομένων των χαμένων αποδοχών, τα καταστραμμένα κτίσματα, τις ζημιές στις υποδομές και τη μείωση του βραχυπρόθεσμου εμπορίου. Αντιθέτως, οι έμμεσες ή δευτερεύουσες δαπάνες αφορούν τις απώλειες που προκύπτουν ως επακόλουθο των επιθέσεων, όπως τα υψηλότερα ασφάλιστρα, οι αυξημένες δαπάνες ασφάλειας, οι υψηλότερες αποζημιώσεις σε όσους εργάζονται σε τοποθεσίες υψηλού κινδύνου και οι δαπάνες που συνδέονται με τις μακροπρόθεσμες μεταβολές στο εμπόριο σε περιοχές που έχουν πληγεί από την τρομοκρατία. Οι έμμεσες δαπάνες μπορεί να ανακύψουν ως μείωση του ποσοστού αύξησης του ακαθάριστου εγχώριου προϊόντος (ΑΕΠ), μείωση του ποσοστού των άμεσα ξένων επενδύσεων, μεταβολές στον πληθωρισμό ή αυξημένο ποσοστό ανεργίας.

Αυτή η διάκριση δεν χαρακτηρίζει απαραίτητως τις οικονομικές επιπτώσεις της τρομοκρατίας, οι οποίες είναι δυνατό να απεικονιστούν σε αντιστοιχία προς κάποια καλά ορισμένη μακροοικονομική (π.χ. την αύξηση του πραγματικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ) ή μικροοικονομική μεταβλητή (π.χ. μείωση στις τουριστικές εισπράξεις). Στη συγκεκριμένη περίπτωση, οι μεταβλητές αυτές αντιπροσωπεύουν τις συνέπειες της τρομοκρατίας αναφορικά με την αθροιστική ή την τομεακή δραστηριότητα. Εάν οι απώλειες σε παραγωγή και ανθρώπινες ζωές και οι ζημιές στις υποδομές είναι αρκετά μεγάλες, τότε θα επηρεάσουν την παραγωγική δυνατότητα της οικονομίας με μακροοικονομικές ή μικροοικονομικές επιπτώσεις. Ο προσδιορισμός της ταυτότητας των επιπτώσεων είναι πιο σημαντικός από την απλή καταγραφή των απωλειών, εάν η κρατική στρατηγική στοχεύει στην άμβλυνση του οικονομικού αντίκτυπου της τρομοκρατίας (Enders και Sandler, 2005).

2.4 Διάκριση εγχώριας και διεθνούς (ή διεθνικής) τρομοκρατίας

Η τρομοκρατία είναι δύο βασικών ειδών: η εγχώρια και η διεθνής. Η εγχώρια αναπτύσσεται στο εσωτερικό της εκάστοτε χώρας και επιφέρει συνέπειες αποκλειστικά στους οργανισμούς, τους πολίτες, στην περιουσία και στις στρατηγικές της χώρας όπου αναπτύσσεται. Στην περίπτωση ενός περιστατικού εγχώριας τρομοκρατίας, το θύμα και οι δράστες είναι πολίτες της χώρας στην οποία πραγματοποιείται το περιστατικό, της χώρας-οικοδεσπότη. Η απόπειρα δολοφονίας του τότε υπουργού οικονομικών Γιάννη Παλαιοκρασσά στις 14 Ιουλίου του 1992 από την 17 Νοέμβρη ήταν περιστατικό εγχώριας τρομοκρατίας, όπως και η δολοφονία του πρώην διοικητή της Εθνικής Τράπεζας Μιχάλη Βρανόπουλου από την ίδια τρομοκρατική οργάνωση. Πολλές συγκρούσεις εθνικιστικού χαρακτήρα σχετίζονται κυρίως με την εγχώρια τρομοκρατία, εκτός και αν οι επαναστάτες αποφασίσουν να βάλουν στόχο πολίτες άλλων χωρών, ώστε να

δημοσιοποιήσουν τον σκοπό τους. Τα περιστατικά εγχώριας τρομοκρατίας τείνουν να ξεπεράσουν εκείνα της διεθνούς τρομοκρατίας σε ποσοστό οχτώ προς ένα (Enders και Sandler, 2006).

Αντιθέτως, η διεθνής τρομοκρατία ενέχει περισσότερες από μία χώρες. Η διεθνής αυτή πτυχή της μπορεί να προκύπτει από το είδος των θυμάτων, των στόχων, των οργανισμών, των υποστηρικτών, των τρομοκρατών ή των επιπτώσεών της. Για παράδειγμα, οι επιθέσεις της 11^{ης} Σεπτεμβρίου θεωρούνται διεθνικό τρομοκρατικό περιστατικό, επειδή τα θύματα κατάγονταν από διάφορες χώρες, η αποστολή αυτοκτονίας είχε χρηματοδοτηθεί και σχεδιαστεί από το εξωτερικό, οι τρομοκράτες ήταν αλλοδαποί και οι επιπτώσεις των τρομοκρατικών επιθέσεων εξαπλώθηκαν παγκοσμίως. Μια αεροπειρατεία που ξεκινάει σε μια χώρα αλλά καταλήγει σε μια άλλη υπάγεται στις περιπτώσεις διεθνούς τρομοκρατίας, όπως και η δολοφονία σε κάποιον αστικό δρόμο ενός αλλοδαπού εξαιτίας πολιτικών σκοπιμοτήτων. Οι επιθέσεις διεθνούς τρομοκρατίας συχνά συνεπάγονται διασυνοριακές εξωγενείς επιδράσεις: οι ενέργειες ή οι αρχές μιας χώρας επιβάλλουν συνέπειες σε πρόσωπα ή περιουσίες μιας άλλης, για τις οποίες δεν δίνονται αποζημιώσεις. Έτσι, μπορεί να προκύψουν τέτοιες επιδράσεις, ώστε ο οικονομικός αντίκτυπος μιας τρομοκρατικής ενέργειας να ξεπεράσει τα σύνορα της χώρας στην οποία θα συμβεί. Με την κατάρρευση των δίδυμων πύργων του Παγκόσμιου Κέντρου Εμπορίου την 11^η Σεπτεμβρίου, σκοτώθηκαν πολλοί Βρετανοί πολίτες και υπήρξαν επιπτώσεις στους βρετανικούς χρηματοοικονομικούς οργανισμούς. Οι Chen και Siems (2004) έδειξαν ότι οι επιθέσεις στο Κέντρο Εμπορίου επηρέασαν αρνητικά τις μέσες αποδόσεις των μετοχών στα χρηματιστήρια παγκοσμίως. Στην πραγματικότητα, οι μέσες αθροιστικές μη κανονικές αποδόσεις των μετοχών των έντεκα ημερών πριν από τις τρομοκρατικές επιθέσεις ήταν μεγαλύτερες στα χρηματιστήρια του Λονδίνου, της Φρανκφούρτης, του Παρισιού, του Τορόντο, του Άμστερνταμ, της Ελβετίας, της Ιταλίας και του Χονγκ Κονγκ από ότι αυτές στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης μετά τις επιθέσεις. Τα τέσσερα τρομοκρατικά χτυπήματα της 11^{ης} Σεπτεμβρίου αντήχησαν στις κεφαλαιαγορές παγκοσμίως.

Η διάκριση μεταξύ εγχώριας και διεθνούς τρομοκρατίας είναι υψίστης σημασίας κατά τον καθορισμό των σωστών δεδομένων για τον υπολογισμό των οικονομικών συνεπειών της τρομοκρατίας. Ας υποθέσουμε ότι θέλουμε να συσχετίσουμε την ανάπτυξη του πραγματικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ με τον βαθμό της τρομοκρατίας. Τότε, για μια χώρα που μαστίζεται από εγχώρια και διεθνή τρομοκρατία, είναι επιτακτική η ανάγκη να συμπεριληφθούν όλες οι μορφές τρομοκρατίας στην εξίσωση εκτίμησης. Το ίδιο ισχύει και για μια μελέτη των επιπτώσεων της τρομοκρατίας στις μακροοικονομικές μεταβλητές για κάποια συγκεκριμένη χώρα. Εάν, ωστόσο, κάποιος ενδιαφέρεται για τις επιπτώσεις της τρομοκρατίας στις καθαρές άμεσες ξένες επενδύσεις

μιας χώρας, τότε πρέπει να στραφεί περισσότερο στις διεθνικές τρομοκρατικές επιθέσεις, αφού αυτές θέτουν πιο άμεσα σε κίνδυνο τα συμφέροντα ξένων επενδυτών. Εάν υπολογιστούν μόνο οι διεθνικές τρομοκρατικές επιθέσεις ως καθοριστικός παράγοντας της ανάπτυξης του ΑΕΠ και, επιπροσθέτως, οι εγχώριες τρομοκρατικές επιθέσεις τείνουν να συσχετιστούν με διεθνικά τρομοκρατικά περιστατικά, τότε ο συντελεστής της τρομοκρατίας δεν θα είναι ανεξάρτητος . Επιπλέον, ο συντελεστής της τρομοκρατίας δεν είναι δυνατό να δώσει πολλές πληροφορίες όσον αφορά την πραγματική ποσοτική σχέση, όταν τα περιστατικά της εγχώριας τρομοκρατίας ξεπερνούν κατά πολύ τον αριθμό και την ένταση των διεθνικών τρομοκρατικών περιστατικών.

2.5 Αίτια της τρομοκρατικής συμπεριφοράς

Εάν οι οικονομικές υφέσεις μπορεί να προκαλέσουν δυσαρέσκεια που υποθάλλει την τρομοκρατία, τότε οι οικονομικές συνθήκες ίσως να συνιστούν και βασική αιτία και συνέπεια της τρομοκρατίας. Πρόσφατα, οι ερευνητές απέδειξαν με εκτιμήσεις συνδυασμού χρονολογικών σειρών και διαστρωματικών δεδομένων ότι οι οικονομικές συνθήκες, ιδιαιτέρως οι υφέσεις, είναι δυνατό να πυροδοτήσουν διεθνικές τρομοκρατικές επιθέσεις.

Κεφάλαιο 3

Οικονομικές επιπτώσεις της τρομοκρατίας

3.1 Μακροοικονομικές επιπτώσεις της τρομοκρατίας: Βιβλιογραφική επισκόπηση

3.1.1 Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν (ΑΕΠ)

Το ακαθάριστο εγχώριο προϊόν (ΑΕΠ) μιας χώρας θεωρείται ως ο σημαντικότερος δείκτης της ευημερίας μιας οικονομίας. Η τρομοκρατία αναμένεται να επηρεάσει το ΑΕΠ. Οι τρομοκρατικές επιθέσεις, καθώς επίσης και η απειλή τέτοιων επιθέσεων δημιουργούν αστάθεια στο πολιτικοοικονομικό γίγνεσθαι, έχοντας δυσμενείς επιπτώσεις στα ποσοστά αύξησης του ΑΕΠ (Abadie και Gardeazabal 2003). Παραδείγματος χάριν, η προσωπική αβεβαιότητα ως συνέπεια της τρομοκρατίας, μπορεί να έχει επιπτώσεις στη συμπεριφορά σε θέματα κατανάλωσης και επένδυσης και συνεπακόλουθα και στο ΑΕΠ. Γενικά, έχει αποδειχθεί πως το ΑΕΠ επηρεάζεται ανάλογα με τον αριθμό των θυμάτων της τρομοκρατίας. Το ΑΕΠ που επηρεάζεται, μπορεί στη συνέχεια να επιβάλει την πολιτική αστάθεια σε περίπτωση που τα κυβερνητικά μέτρα αντιτρομοκρατίας αποδεικνύονται ανεπαρκή.

Το ΑΕΠ, ανάμεσα σε άλλους μακροοικονομικούς δείκτες, κρίνεται ως ο καταλληλότερος για την αξιολόγηση του αντίκτυπου της τρομοκρατίας σε μακροοικονομικό επίπεδο. Εντούτοις, αυτή η αξιολόγηση απεικονίζει μόνο τα μακροπρόθεσμα αποτελέσματα της τρομοκρατίας. Τα βραχυπρόθεσμα αποτελέσματα της τρομοκρατίας σε μακροοικονομικό επίπεδο δε μπορούν να αξιολογηθούν μέσω του ΑΕΠ.

Η βιβλιογραφία σχετικά με τις μακροοικονομικές επιπτώσεις της τρομοκρατίας ξεκίνησε μόλις το 2003 και περιλαμβάνει ελάχιστες μελέτες. Ένα σύνολο αυτών εξετάζει την επιρροή διαφόρων μεταβλητών της τρομοκρατίας στην αύξηση του πραγματικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ, ενώ ένα άλλο περιλαμβάνει μελέτες περιπτώσεων χωρών που δοκιμάζονται από τρομοκρατικές εκστρατείες μακράς χρονικής διάρκειας.

Οι Blomberg, Hess και Orphanides (ή BHO) (2004) εξέτασαν τα ομαδοποιημένα δεδομένα ενός συνόλου 177 χωρών για την περίοδο από το 1968 έως το 2000. Η εξίσωση που χρησιμοποίησαν είναι:

$$\Delta y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{COM}_i + \beta_2 \text{AFRICA} + \beta_3 \ln y_{0i} + \beta_4 I/Y_i + \beta_5 T_i + \beta_6 I_i + \beta_7 E_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

όπου Δy_i είναι ο μέσος ρυθμός αύξησης του κατά κεφαλήν ΑΕΠ της χώρας i , β είναι οι συντελεστές, COM μια ψευδομεταβλητή για μη πετρελαιοπαραγωγές χώρες που εξάγουν πρώτες ύλες, AFRICA μια ψευδομεταβλητή για τις αφρικανικές χώρες, y_{0i} είναι το αρχικό εισόδημα της χώρας i , I/Y_i το ποσοστό των επενδύσεων για το σύνολο του δείγματος χωρών, T_i ένας δείκτης διεθνούς τρομοκρατίας (π.χ., μια ψευδομεταβλητή για τις τρομοκρατικές επιθέσεις που διενεργούνται σε ένα συγκεκριμένο έτος), το I_i δηλώνει την παρουσία μιας εσωτερικής διαμάχης στην i , το E_i δηλώνει την εμπλοκή της i σε μια εξωτερική διαμάχη, και το ε_i είναι ο διαταρακτικός όρος. Η εξίσωση παλινδρόμησης έδειξε ότι οι μη πετρελαιοπαραγωγές χώρες που εξάγουν αγαθά και τα αφρικανικά κράτη είχαν χαμηλότερη μέση ανάπτυξη του κατά κεφαλήν ΑΕΠ, της τάξεως του 1,2% και 1,36% αντιστοίχως. Οι ΒΗΟ διαπίστωσαν ότι εάν μια χώρα δεχόταν διεθνικές τρομοκρατικές επιθέσεις στο έδαφός της κάθε έτος της χρονικής περιόδου που αφορά το δείγμα χωρών της έρευνας, η ανάπτυξη του κατά κεφαλήν εισοδήματός της μειωνόταν κατά 1,587 ποσοστιαίες μονάδες σε σχέση με το σύνολο του δείγματος χωρών. Δεδομένου του ορισμού του T_i , κάθε χρονιά τρομοκρατικής δράσης οδηγούσε σε πτώση του ποσοστού της ανάπτυξης μόλις κατά 0,048% κατά μέσο όρο. Για τον υπολογισμό της αρχικής τιμής της μεταβλητής της τρομοκρατίας, οι ΒΗΟ θεώρησαν ένα έτος 50 θανατηφόρων τρομοκρατικών περιστατικών ως το ίδιο με ένα έτος μόνο ενός μη θανατηφόρου περιστατικού. Επιπλέον, χρησιμοποίησαν δεδομένα μόνο διεθνικών τρομοκρατικών περιστατικών, τα οποία άντλησαν από το σύνολο δεδομένων *International Terrorism: Attributes of Terrorist Events (ITERATE)*¹ (Mickolus et al., 2004). Οι περισσότερες χώρες του δείγματος πρέπει να είχαν υποστεί πολύ περισσότερα περιστατικά εγχώριας τρομοκρατίας, κάτι που ωστόσο δεν προκύπτει άμεσα από τη μελέτη. Ωστόσο, οι ΒΗΟ φρόντισαν να εξακριβώσουν τα στοιχεία που αφορούσαν τις εσωτερικές και τις εξωτερικές συγκρούσεις: οι εσωτερικές είχαν σημαντικά αρνητικό αντίκτυπο στην ανάπτυξη, ενώ οι εξωτερικές συγκρούσεις δεν είχαν. Το μέγεθος των εσωτερικών συγκρούσεων ίσως να επηρεάζεται από ένα μέρος του αντίκτυπου της εγχώριας τρομοκρατίας, γιατί η τελευταία συχνά συνδέεται με τέτοιες συγκρούσεις.

Η μελέτη των ΒΗΟ εξακρίβωσε την παρουσία ενός ποσοστού μεροληψίας λόγω ενδογένειας. Ένα ιδιαίτερα ενδιαφέρον απόσπασμα της μελέτης τους είναι οι εκτιμήσεις τους από την

¹ Βάσεις δεδομένων στις οποίες παρέχονται ποσοτικά στοιχεία όσον αφορά τα χαρακτηριστικά των διεθνικών τρομοκρατικών ομάδων, των δραστηριοτήτων τους, της επίδρασης που ασκούν, και του περιβάλλοντος στο οποίο λειτουργούν

ανάλυση panel δεδομένων για μη δημοκρατικές χώρες, χώρες του Οργανισμού Οικονομικής Συνεργασίας και Ανάπτυξης (Ο.Ο.Σ.Α.), αφρικανικές χώρες, τις χώρες της Μέσης Ανατολής και ασιατικές χώρες. Οι εκτιμήσεις αυτές μετέβαλαν κάποιες μεταβλητές στη δεξιά πλευρά της εξίσωσης – π.χ., δεν παραλήφθηκε η COM_i και προστέθηκε μια μεταβλητή της απελευθέρωσης του εμπορίου καθώς και μια μεταβλητή της ανάπτυξης του κατά κεφαλήν εισοδήματος με χρονική υστέρηση. Εάν εξαιρέσουμε τα αποτελέσματα της ανάλυσης για τις αφρικανικές χώρες, αποδείχθηκε πως η τιμή του δείκτη τρομοκρατίας των BHO δεν ήταν σημαντική. Ως γεωγραφική περιοχή, η Αφρική υπέστη τις λιγότερες τρομοκρατικές επιθέσεις κατά μέσο όρο κατά τη διάρκεια ενός έτους, ωστόσο η περίπτωση της Αφρικής ήταν η μοναδική όπου η τιμή του εκτιμώμενου συντελεστή τρομοκρατίας ήταν σημαντική. Οι εκτιμήσεις ολόκληρου του panel μοντέλου αποκάλυψαν πολύ μεγαλύτερες επιπτώσεις της τρομοκρατίας στην ανάπτυξη –δηλαδή, η τρομοκρατία κατά τη διάρκεια ενός έτους μείωσε το ποσοστό του κατά κεφαλήν ΑΕΠ πάνω από μισό τοις εκατό σε σύγκριση με τις εκτιμήσεις των διαστρωματικών στοιχείων. Κρίνεται ανησυχητικό το γεγονός ότι η μέση επιρροή της τρομοκρατίας στην ανάπτυξη ολόκληρου του δείγματος χωρών δεν αναλύεται σε κανένα από τα μοντέλα όπου η τρομοκρατία είναι το κυρίως θέμα προς έρευνα.

Σε ένα άλλο σύνολο εκτιμήσεων panel δεδομένων, οι BHO (2004) άλλαξαν τον δείκτη της τρομοκρατίας σε κατά κεφαλήν τρομοκρατικά χτυπήματα. Η αλλαγή αυτή οδηγεί σε σημαντικό αντίκτυπο της τρομοκρατίας στην ανάπτυξη του κατά κεφαλήν ΑΕΠ για ολόκληρο το δείγμα χωρών. Μολονότι περισσότερα panels παρουσίασαν σημαντικό αντίκτυπο της τρομοκρατίας, ο αναγνώστης δεν ενημερώθηκε ποτέ γιατί αυτός ο δείκτης της τρομοκρατίας προτιμήθηκε αντί του προηγούμενου. Επίσης, ο αντίκτυπος της τρομοκρατίας ποικίλλει ευρέως μεταξύ του ολόκληρου δείγματος χωρών και των μικρότερων panels συνόλων χωρών, προκαλώντας την ανησυχία ότι η μέση εικόνα ολόκληρου του δείγματος χωρών δεν είναι αντιπροσωπευτική του τρόπου αντίδρασης μικρότερων ομάδων χωρών ή της κάθε χώρας ξεχωριστά στην τρομοκρατία (Enders και Sandler, 2005).

Προς το τέλος της μελέτης τους, οι BHO (2004) έκαναν κάποιες εκτιμήσεις, όσον αφορά την επιρροή της τρομοκρατίας στο ποσοστό επένδυσης του ΑΕΠ και στο κρατικό ποσοστό δαπανών του ΑΕΠ. Οι εν λόγω εκτιμήσεις είναι ενδιαφέρουσες, γιατί επιχείρησαν να ορίσουν το μονοπάτι μέσω του οποίου η τρομοκρατία επηρεάζει την οικονομική ανάπτυξη. Οι BHO ανακάλυψαν ότι η τρομοκρατική δραστηριότητα αύξησε το ποσοστό κρατικών δαπανών, ενώ μείωσε το ποσοστό επενδύσεων. Η ανακατανομή αυτή μπορεί να επηρεάσει την ανάπτυξη, στρέφοντας τις κρατικές δραστηριότητες από πιο παραγωγικές δραστηριότητες στην ασφάλεια. Επιπλέον, η μειωμένη επενδυτική κίνηση θα περιορίσει την ανάπτυξη άμεσα.

Oι Gupta et al. (2004) εστίασαν τη μελέτη τους σε ένα δείγμα 66 χωρών χαμηλού και μεσαίου εισοδήματος, για να εξακριβώσουν τις επιπτώσεις των ενόπλων συγκρούσεων και της τρομοκρατίας σε μακροοικονομικές μεταβλητές. Για τις οικονομετρικές εκτιμήσεις τους χρησιμοποίησαν τρεις βασικές εξισώσεις, όπου οι εξαρτημένες μεταβλητές αντιπροσωπεύουν το πραγματικό κατά κεφαλήν εισόδημα, τα κρατικά έσοδα ως ποσοστό του ΑΕΠ, και τις αμυντικές δαπάνες επίσης ως ποσοστό του ΑΕΠ. Σε αντίθεση με τους BHO, οι Gupta et al. (2004) ενδιαφέρθηκαν για το συνδυαστικό αντίκτυπο των εσωτερικών συγκρούσεων και της τρομοκρατίας στις παραπάνω τρεις μακροοικονομικές μεταβλητές. Για τη μέτρηση των εσωτερικών συγκρούσεων χρησιμοποίησαν το δείκτη πολιτικών και χρηματοπιστωτικών κινδύνων από το Internal Country Risk Guide (ICRG)². Σε αυτή τη μελέτη, η μέτρηση των συγκρούσεων του ICRG δεν είχε αξιόλογο αρνητικό άμεσο αντίκτυπο στην ανάπτυξη του κατά κεφαλήν εισοδήματος. Ωστόσο, ο εν λόγω δείκτης επηρέασε σε σημαντικό βαθμό θετικά το ποσοστό των αμυντικών δαπανών, οι οποίες με τη σειρά τους είχαν αξιόλογη αρνητική επιρροή στην οικονομική ανάπτυξη. Έτσι, η σύγκρουση μείωσε έμμεσα την οικονομική ανάπτυξη αυξάνοντας το ποσοστό των κρατικών αμυντικών δαπανών.

Ένα μεγάλο πλεονέκτημα της συγκεκριμένης μελέτης είναι ότι περιλαμβάνει ένα σύνολο αναπτυσσόμενων χωρών σε αντίθεση με τη μελέτη των BHO, οι οποίοι συμπεριέλαβαν σ' αυτήν χώρες σε όλα τα στάδια οικονομικής ανάπτυξης, κάνοντας έτσι δύσκολη την εξαγωγή συμπερασμάτων για αναπτυσσόμενες χώρες. Το κύριο μειονέκτημα της μελέτης των Gupta et al. είναι ότι στην πραγματικότητα δεν μέτρησε τον αντίκτυπο της τρομοκρατίας καθ' αυτόν στις μακροοικονομικές μεταβλητές, γιατί δεν χρησιμοποιήθηκε καμία άμεση μέτρηση της τρομοκρατίας. Ο δείκτης του ICRG είναι δυνατό να υποδείξει υψηλό βαθμό κινδύνου όταν το ποσοστό των εμφύλιων διαμαχών βρίσκεται σε υψηλά επίπεδα, αλλά το ποσοστό της τρομοκρατίας βρίσκεται σε χαμηλά επίπεδα ή δεν υφίσταται καν. Επίσης, ο δείκτης μπορεί να παραπέμψει σε χαμηλό βαθμό κινδύνου μπροστά στην τρομοκρατική απειλή εάν η συνολική ένταση της εσωτερικής σύγκρουσης είναι χαμηλή.

Μια τρίτη μελέτη από τον Tavares (2004) εξέτασε το κόστος της τρομοκρατίας σχετικά με τη μειωμένη ανάπτυξη του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Χρησιμοποίησε για δείγμα την περίοδο 1987-2001 για ένα απροσδιόριστο μεγάλο δείγμα χωρών. Η δική του εξίσωση εκτίμησης είναι:

² Αναλύει τα χρηματοπιστωτικά, πολιτικοοικονομικά περιβάλλοντα στις αναπτυγμένες και αναπτυσσόμενες χώρες, προβάλλοντας τους επενδυτικούς κινδύνους και τις εμπορικές ευκαιρίες, καθώς επίσης και τον αντίκτυπο των τρεχόντων και μελλοντικών παγκόσμιων γεγονότων. Το ICRG ενσωματώνει διάφορους οικονομικούς παράγοντες κινδύνου για να καθορίσει τη δυνατότητα επένδυσης μιας χώρας, συμπεριλαμβανομένης της μη αποπληρωμής δανείου, την καθυστερημένη πληρωμή των πιστώσεων των προμηθευτών, την πολιτική ηγεσία, τον πληθωρισμό και τις διεθνείς αναλογίες ρευστότητας. Σε κάθε χώρα δίνεται μια εκτίμηση κινδύνου.

$$\text{Growth } GDPpc_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Growth } GDPpc_{i,t-1} + \beta_2 GDPpc_{it} + \beta_3 \text{Terrorism}_{it} + \beta_4 \text{Natural Disaster}_{it} + \beta_5 \text{Currency Crisis}_{it} + \text{Additional Controls} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

όπου $\text{Growth } GDPpc$ είναι η ανάπτυξη του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Στο δεξιό μέρος της εξίσωσης 2 βρίσκεται η ανάπτυξη του κατά κεφαλήν ΑΕΠ με υστέρηση, το κατά κεφαλήν ΑΕΠ, μια μεταβλητή μέτρησης της τρομοκρατίας, ένας δείκτης φυσικών καταστροφών, ένας νομισματικός δείκτης, επιπλέον κριτήρια για την αποδοχή επικινδυνότητων και ο διαταρακτικός όρος. Η μεταβλητή μέτρησης της τρομοκρατίας αφορά είτε το συνολικό αριθμό των κατά κεφαλήν τρομοκρατικών επιθέσεων είτε τον συνολικό αριθμό των κατά κεφαλήν απωλειών ανθρώπινων ζώων. Ο Tavares (2004) εξήγαγε τη δική του μεταβλητή υπολογισμού της τρομοκρατίας από δεδομένα του οργανισμού International Policy Institute for Counterterrorism (2003). Τα δεδομένα αυτά περιλαμβάνουν 1427 επιλεγμένα περιστατικά διεθνικής τρομοκρατίας για τη χρονική περίοδο 1987-2001.

Χρησιμοποιώντας βοηθητικές μεταβλητές για την αντιμετώπιση της πιθανής ενδογένειας μεταξύ της τρομοκρατίας και της ανάπτυξης του πραγματικού ΑΕΠ, ο Tavares ανακάλυψε ότι η μεταβλητή της τρομοκρατίας είχε μικρό, αλλά σημαντικό αρνητικό αντίκτυπο στην ανάπτυξη του ΑΕΠ, της τάξεως του 0,038% (Tavares, 2004). Όταν οι επιπλέον καθοριστικοί παράγοντες της ανάπτυξης (π.χ. μια μεταβλητή εκπαίδευσης, η απελευθέρωση του εμπορίου, οι εξαγωγές πρωτογενών αγαθών και το ποσοστό του πληθωρισμού) εισήχθησαν στην εξίσωση εκτίμησης, η τρομοκρατία δεν είχε πλέον σημαντική ή αρνητική επιρροή στην οικονομική ανάπτυξη. Το γεγονός αυτό προκαλεί ανησυχία, καθώς πολλές από αυτές τις επιπρόσθετες μεταβλητές περιλαμβάνονται σε κλασσικές αναλύσεις της ανάπτυξης, άρα τα προηγούμενα ευρήματα του Tavares για τις συνέπειες της τρομοκρατίας σε αυτήν πρέπει να τεθούν υπό αμφισβήτηση (Enders and Sandler, 2005). Η απουσία μεταβλητών-κλειδιών ανάπτυξης στις προηγούμενες εξισώσεις του οδηγεί στο συμπέρασμα ότι δεν ορίστηκαν με σαφήνεια.

Ο Tavares (2004) προχώρησε στη σύγκριση των διαφόρων ειδών κόστους της τρομοκρατίας στις δημοκρατικές χώρες έναντι εκείνων στις μη δημοκρατικές. Το βασικό μέρος της δικής εξίσωσης παλινδρόμησης είναι:

$$\Delta y_{it} = 0,261 \Delta y_{it-1} - 0,029 T_{it} + 0,121 (T_{it} \times R_{it}) + \text{άλλες επεξηγηματικές μεταβλητές} \quad (3)$$

όπου Δy_{it} είναι η ανάπτυξη του κατά κεφαλήν ΑΕΠ της χώρας i κατά το έτος t , Δy_{it-1} είναι η ανάπτυξη του κατά κεφαλήν ΑΕΠ της χώρας i κατά το έτος $t-1$, T_{it} είναι ο αριθμός των τρομοκρατικών επιθέσεων στην χώρα i κατά το έτος t , και R_{it} είναι μια μεταβλητή μέτρησης των

πολιτικών δικαιωμάτων στη χώρα i κατά το έτος t . Η τελευταία αυτή μεταβλητή αυξάνεται ακολουθώντας την άνοδο του ποσοστού των πολιτικών ελευθεριών.

Η εξίσωση 3 είναι μια δυναμική συνάρτηση για την οποία η ανάπτυξη στην τρέχουσα χρονική περίοδο επηρεάζεται από την ανάπτυξη κατά την προηγούμενη χρονική περίοδο. Σε αντίθεση με την αρχική συνάρτηση του Tavares, που αγνοούσε τα πολιτικά δικαιώματα, όλοι οι συντελεστές που αναφέρονται στην εξίσωση 3 είναι στατιστικά σημαντικοί. Ο συντελεστής των T_{it} υποδεικνύει ότι ένα μόνο τρομοκρατικό περιστατικό στη χώρα i κατά το έτος t μειώνει το ποσοστό της ετήσιας ανάπτυξης για το συγκεκριμένο έτος κατά 0,029%. Καθώς το μοντέλο αυτό είναι δυναμικό, η εν λόγω επίπτωση στην ανάπτυξη είναι σταθερή. Τα αποτελέσματα αυτά συνάδουν σε μέγεθος με εκείνα της μελέτης των ΒΗΟ. Ενδιαφέρον εύρημα αποτελεί ο θετικός συντελεστής του όρου αλληλεπίδρασης $T_{it} \times R_{it}$, για τον οποίο ο αντίκτυπος ενός χαρακτηριστικού τρομοκρατικού χτυπήματος μειώνεται καθώς το επίπεδο των πολιτικών ελευθεριών αυξάνεται. Δηλαδή, χώρες με δημοκρατικό πολίτευμα διαχειρίζονται πιο αποτελεσματικά τις συνέπειες των τρομοκρατικών επιθέσεων απ' ό,τι χώρες με διαφορετικό πολίτευμα και λιγότερο ευέλικτους κρατικούς οργανισμούς. Ακόμα μια ερμηνεία του παραπάνω ευρήματος είναι ότι οι δημοκρατικές χώρες είναι καλύτερα προετοιμασμένες ενάντια σε αδύναμες τρομοκρατικές επιθέσεις, γιατί βασίζονται στις αγορές για να καταναείμουν τους πόρους τους.

3.1.2 Κατανάλωση

Η κατανάλωση, σε μακροοικονομικούς όρους, αναφέρεται στα έξοδα των νοικοκυριών σε τελικά αγαθά και υπηρεσίες (Abel και Bernanke, 1998). Ο δείκτης κατανάλωσης συσχετίζεται με το συνολικό διαθέσιμο εισόδημα και καταδεικνύει την ιδιωτική αποταμιευτική συμπεριφορά: *Η απόφαση για κατανάλωση είναι απόφαση για μη αποταμίευση* (Burda and Wyplosz, 2005). Η συνολική κατανάλωση διαδραματίζει έναν σημαντικό ρόλο στη σύνθεση του ΑΕΠ, δεδομένου ότι διαμορφώνει το μεγαλύτερο μερίδιο του ΑΕΠ σχεδόν σε κάθε χώρα στον κόσμο. Η πιθανότητα επίδρασης της τρομοκρατίας στην ιδιωτική κατανάλωση έχει απασχολήσει αρκετά τους ακαδημαϊκούς, ωστόσο αυτοί έχουν οδηγηθεί σε αντικρουόμενα αποτελέσματα. Εντούτοις, οι περισσότεροι εξ' αυτών καταλήγουν στο συμπέρασμα της αρνητικής επίδρασης της τρομοκρατίας στην ιδιωτική κατανάλωση (Jackson et al, 2007).

Έχουν αναπτυχθεί διάφορα μοντέλα για να εξετάσουν την επίδραση της τρομοκρατίας στη καταναλωτική συμπεριφορά. Οι Leahy και Zeira χρησιμοποιούν ένα γενικό μοντέλο ισορροπίας για να υπολογίσουν πιθανές επιπτώσεις προσωρινών κλονισμών που παρατηρούνται

στον πλούτο ή το εισόδημα. Σύμφωνα με αυτούς, οι εξεταζόμενοι κλονισμοί έχουν πράγματι επιπτώσεις στα σχέδια κατανάλωσης στα διαρκή αγαθά, αλλά μόνο προσωρινά. Μόνο οι μόνιμοι κλονισμοί οδηγούν στη συνεχιζόμενη μείωση της κατανάλωσης (Haj-Yehia, 2006). Παράλληλα, οι Klein και Ozmucur έλεγξαν την υπόθεση της περιορισμένης επίδρασης των προσωρινών κλονισμών αποδεικνύοντας πως η καταναλωτική εμπιστοσύνη επιστρέφει γρήγορα στα προ χτυπήματος επίπεδα της, εξαιτίας της κυβερνητικής διαβεβαίωσης και των χαμηλότερων επιτοκίων (McKenna, 2005). Εάν όμως ελλοχεύει μια ουσιαστική απειλή για μελλοντικές επιθέσεις, τα διάφορα μοντέλα καταλήγουν στο συμπέρασμα της μόνιμης μείωσης της κατανάλωσης. Συμπερασματικά λοιπόν, ο χρόνος της πιθανής επίδρασης της τρομοκρατίας στην καταναλωτική συμπεριφορά εξαρτάται σε μεγάλο βαθμό από τη χρονική περίοδο της τρομοκρατικής επίθεσης ή την απειλή αυτής.

3.1.3 Κρατικές δαπάνες

Οι κρατικές ή δημόσιες δαπάνες αποτελούν μία επιπλέον μακροοικονομική μεταβλητή στην οποία αναμένεται να έχει αξιοσημείωτη επίδραση η τρομοκρατία. Οι κρατικές δαπάνες αφορούν έξοδα της κυβέρνησης σε κάθε αγαθό ή υπηρεσία. Αν και μπορεί να πραγματοποιηθεί μια διάκριση των κρατικών δαπανών σε κρατικές αγορές για άμεσες ανάγκες και σε επενδύσεις, μπορούν και τα δύο να τοποθετηθούν υπό την ετικέτα των κρατικών δαπανών (Abel και Bernanke, 1998).

Είναι λογικό μετά από τρομοκρατικές επιθέσεις η εκάστοτε κυβέρνηση, αντιδρώντας τόσο στην αυξανόμενη δημόσια ανασφάλεια όσο και σε πιθανές μελλοντικές επιθέσεις, να νιώθει την ανάγκη να αυξήσει τις δαπάνες σε μέτρα ασφάλειας. Το γενικό κλίμα ανασφάλειας θα οδηγήσει τόσο τις επιχειρήσεις όσο και τους πολίτες σε προσωπικό επίπεδο σε αύξηση των δαπανών τους σε θέματα ασφάλειας, ωστόσο οι κρατικές δαπάνες για ασφάλεια είναι μακράν οι υψηλότερες σε απόλυτους αριθμούς (Jackson et al, 2007).

Η μετατόπιση των κρατικών δαπανών από οικονομικά παραγωγικούς τομείς στα λιγότερο παραγωγικά μέτρα ασφάλειας, μπορεί να έχει ένα αρνητικό αποτέλεσμα στην οικονομική ανάπτυξη και στα ποσοστά πληθωρισμού. Σε περιόδους υψηλής αβεβαιότητας μια άνοδος της δημόσια δαπάνης, ειδικά στις χαμηλού εισοδήματος χώρες, είναι πιθανό να οδηγήσει στην παραγωγή εγχώριου νομίσματος. Κατά συνέπεια τα ποσοστά πληθωρισμού σε αυτές τις χώρες θα αυξηθούν (McKenna, 2005). Από την άλλη πλευρά, οι υψηλότερες δαπάνες για λόγους ασφάλειας μπορούν να οδηγήσουν σε μια αυξανόμενη ζήτηση για παραγωγή υλικού ασφάλειας

αλλά και στη δημιουργία, σχετικών με την ασφάλεια, ευκαιριών εργασίας. Υποστηρίζεται, εντούτοις, ότι αυτά τα θετικά αποτελέσματα δε θα διαρκέσουν πάρα πολύ. Επιπλέον, τα αυξανόμενα μέτρα ασφάλειας μπορούν να δημιουργήσουν ένα αίσθημα ασφάλειας, το οποίο μπορεί να ενθαρρύνει τον πληθυσμό να επενδύσει και να καταναλώσει.

Οι δαπάνες για νέα μέτρα ασφάλειας μειώνονται συνήθως με την πάροδο του χρόνου, ειδικά στην περίπτωση που δεν λαμβάνει χώρα καμία νέα τρομοκρατική επίθεση. Ακόμα κι αν παραμένει η απειλή νέων τρομοκρατικών επιθέσεων, οι δαπάνες των αρχών για επιπρόσθετη ασφάλεια είναι πιθανό να μειωθούν και οι επιχειρήσεις θα κατορθώσουν να προσαρμοστούν λογιστικά και τεχνολογικά στις νέες διαδικασίες ασφάλειας (Gassebner, 2005).

3.1.4 Εξαγωγές

Οι τρομοκρατικές επιθέσεις μπορούν να έχουν δυσμενείς επιπτώσεις στην ένταση του εμπορίου με άμεσο και έμμεσο τρόπο (Gassebner, 2005). Ο άμεσος αντίκτυπος εμφανίζεται με την καταστροφή των εμπορικών αγαθών ή της καταστροφής των απαραίτητων υποδομών το εμπόριο, π.χ. σκάφη, λιμάνια, κ.ά. Οι καταστροφές αυτές μπορούν να έχουν ένα σημαντικό αρνητικό αποτέλεσμα για τα άτομα και τις επιχειρήσεις. Εντούτοις, ο αντίκτυπος αυτός θα περιοριστεί σε μακροοικονομικό επίπεδο, ειδικά αν γίνει σύγκριση με τα έμμεσα αποτελέσματα. Επομένως, οι περισσότερες μελέτες που ερευνούν τον οικονομικό αντίκτυπο της τρομοκρατίας σε θέματα εμπορίου περιορίζονται στα έμμεσα αποτελέσματα ή μετά βίας να διαμορφώσουν το πλαίσιο αξιολόγησης της άμεσης ζημίας (Brück και Wickström, 2004). Τα έμμεσα αποτελέσματα περιλαμβάνουν, παραδείγματος χάριν, τις μεταβαλλόμενες συνθήκες στην αγορά λόγω μιας αύξησης της αβεβαιότητας και της ανόδου των μεταφορικών δαπανών ως αποτέλεσμα των μέτρων αντιτρομοκρατίας που λαμβάνονται.

Όπως σημειώθηκε προηγουμένως, η καλλιεργηθείσα αυξανόμενη αβεβαιότητα στην αγορά έχει έμμεσες επιπτώσεις στις χρηματοοικονομικές αγορές, τη συμπεριφορά των επενδυτών και των καταναλωτών. Αυτή η αβεβαιότητα μπορεί να μειώσει τα κίνητρα για εμπόριο με την οικονομία της χώρας στην οποία παρατηρείται έντονη τρομοκρατική δράση. Επιπλέον, η ένταση του εμπορίου μπορεί να μειωθεί λόγω μιας αύξησης των μεταφορικών δαπανών (υπό τη μορφή αυξανόμενων άμεσων εξόδων μεταφοράς καθώς επίσης και μεγαλύτερων χρόνων παράδοσης) ως αποτέλεσμα των νέων εγκριμένων μέτρων ασφάλειας, τα οποία καθιστούν το εμπόριο ακριβότερο (Nitsch and Schumacher, 2004).

3.1.5 Μελέτες περιπτώσεων

Έως σήμερα, έχουν διεξαχθεί δύο ενδελεχείς μακροοικονομικές μελέτες περιπτώσεων συγκεκριμένων οικονομιών που μαστίζονται από την τρομοκρατία. Και οι δύο μελέτες έχουν γίνει με προσοχή και κάνουν χρήση μεθοδολογιών που θα μπορούσαν να εφαρμοστούν και σε άλλες χώρες που έχουν υποστεί παρατεταμένες τρομοκρατικές εκστρατείες. Για την περιοχή των Βάσκων, οι Abadie και Gardeazabal (2003) επιχείρησαν να εκτιμήσουν την συρρίκνωση του κατά κεφαλήν ΑΕΠ που αποδίδεται σε μια εικοσαετή τρομοκρατική εκστρατεία. Εξαιτίας του ότι η περιοχή των Βάσκων διαφέρει από άλλες περιοχές στην Ισπανία, οι ερευνητές αναγκάστηκαν, για να κάνουν τη σύγκριση, να κατασκευάσουν μια «συνθετική» περιοχή, χρησιμοποιώντας έναν μέσο σταθμισμένο συνδυασμό άλλων ισπανικών περιοχών. Τα ποσοστά στάθμισης επιλέχθηκαν για την απόδοση των τιμών των βασικών μεταβλητών ανάπτυξης, όπως το πραγματικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ, οι επενδύσεις ως ποσοστό του ΑΕΠ, η πληθυσμιακή πυκνότητα και μετρήσεις ανθρώπινου κεφαλαίου που είναι σχεδόν ταυτόσημες με αυτές της περιοχής των Βάσκων πριν το ξεκίνημα της τρομοκρατικής δράσης εκεί. Οι συγγραφείς έδειξαν ότι οι τιμές του κατά κεφαλήν ΑΕΠ στη βασική και τη «συνθετική» περιοχή ήταν παρόμοιες πριν από το 1975 και την αρχή της τρομοκρατικής εκστρατείας. Έπειτα, άνοιξε ένα χάσμα στις τιμές του ΑΕΠ μεταξύ των δύο υπό σύγκριση περιοχών, που άγγιξε κατά μέσο όρο το 10% κατά τη διάρκεια των επόμενων είκοσι ετών. Κατά τη διάρκεια της έξαρσης των τρομοκρατικών επεισοδίων, το χάσμα ξεπέρασε το παραπάνω ποσοστό, ενώ, κατά τη διάρκεια της ύφεσής τους, μειώθηκε λίγο.

Οι Eckstein και Tsiddon (2004) εφάρμοσαν μια μεθοδολογία VAR, για να διερευνήσουν τις συνέπειες της τρομοκρατίας στη μακροοικονομία του Ισραήλ. Οι παραπάνω ερευνητές χρησιμοποίησαν τριμηνιαία δεδομένα της χρονικής περιόδου που περιλαμβάνει τα έτη 1980 έως 2003, ώστε να αναλύσουν τις επιπτώσεις της τρομοκρατίας στο πραγματικό ΑΕΠ, τις επενδύσεις, τις εξαγωγές και τα μη διαρκή καταναλωτικά αγαθά. Καθεμιά από αυτές τις μεταβλητές χρησίμευσε ως εξαρτημένη μεταβλητή στο σύστημα τεσσάρων εξισώσεων VAR της μελέτης τους. Η τιμή της μεταβλητής της τρομοκρατίας που χρησιμοποίησαν ήταν ένας σταθμισμένος μέσος όρος του αριθμού των ισραηλινών απωλειών σε ανθρώπινες ζωές, των τραυματισμών και των αναίμακτων περιστατικών. Τα δικά τους στοιχεία συμπεριέλαβαν επιθέσεις εγχώριας και διεθνικής τρομοκρατίας στο Ισραήλ. Οι ερευνητές ανακάλυψαν ότι ο αρχικός αντίκτυπος της τρομοκρατίας στην οικονομική δραστηριότητα περιορίστηκε στη διάρκεια ενός τριμήνου. Επιπλέον, το ποσοστό του αντίκτυπου της τρομοκρατίας στις εξαγωγές και τις επενδύσεις ήταν

τρεις φορές μεγαλύτερο απ' ότι στην αγορά μη διαρκών καταναλωτικών αγαθών και δύο φορές μεγαλύτερος από ότι επί του ΑΕΠ.

Οι Eckstein και Tsiddon (2004) χρησιμοποίησαν επίσης τις εκτιμήσεις της VAR μεθοδολογίας για να υπολογίσουν τις αντιπραγματικές χρονικές διαδρομές των τεσσάρων μακροοικονομικών μεταβλητών υπό την προϋπόθεση ότι οι τρομοκρατικές ενέργειες έπαψαν στο τέλος του τέταρτου τριμήνου του 2003. Σε αυτή την αντιπραγματική άσκηση, το ποσοστό του πραγματικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ προβλεπόταν να αυξηθεί κατά 2,5% από την αρχή του τέταρτου τριμήνου του 2003 έως το τρίτο τρίμηνο του 2005. Εάν, ωστόσο, η τρομοκρατική δραστηριότητα παρέμενε σταθερή, τότε η εκτιμώμενη VAR προέβλεπε μηδενικό ποσοστό αύξησης του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Τέλος, εάν η τρομοκρατία στο Ισραήλ συνέχιζε την ανοδική πορεία της, το ποσοστό του πραγματικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ θα έπεφτε κατά 2% περίπου. Τα στοιχεία για τις επενδύσεις θα ήταν ακόμα πιο δραματικά, καθώς το ποσοστό τους θα έπεφτε κατά 10% ετησίως με αυτή την ανοδική τάση της τρομοκρατίας.

3.2 Μικροοικονομικές επιπτώσεις της τρομοκρατίας: Βιβλιογραφική επισκόπηση

Έχουν πραγματοποιηθεί μελέτες που χρονολογούνται στις αρχές της δεκαετίας του '90, οι οποίες ερεύνησαν τις μικροοικονομικές συνέπειες των τρομοκρατικών επιθέσεων σε συγκεκριμένους τομείς της οικονομίας. Συγκεκριμένα, οι μελέτες αυτές κάλυψαν τον τουρισμό, το εμπόριο και τον χρηματοοικονομικό τομέα.

3.2.1 Τουρισμός

Οι επιθέσεις κατά τοποθεσιών συγκέντρωσης τουριστών (π.χ. αεροδρόμια, ξενοδοχεία ή αξιοθέατα) ή σε μέσα μεταφοράς τουριστών (π.χ. αεροπλάνα) οδηγεί τους τουρίστες να λάβουν υπόψη τους κινδύνους που περιλαμβάνουν τα σχέδια των διακοπών τους. Ακόμα κι ένα μόνο αποτρόπαιο τρομοκρατικό περιστατικό σε κάποιον δημοφιλή τουριστικό προορισμό είναι αρκετό για να πείσει τους τουρίστες να αλλάξουν σχέδια διακοπών και να τις κάνουν είτε στη χώρα τους είτε σε κάποια άλλη χώρα όπου δεν υπάρχει ο φόβος τρομοκρατικής επίθεσης. Σε αρκετές μελέτες έχει χρησιμοποιηθεί η ανάλυση χρονολογικών σειρών, για να εκτιμηθεί με ακρίβεια ο αντίκτυπος της τρομοκρατίας σε μια χώρα ή περιοχή-στόχο. Μια ανάλυση που είναι εξαιρετικά κατάλληλη προκειμένου να εκτιμηθούν οι βραχυπρόθεσμες και οι μακροπρόθεσμες συνέπειες

μιας τρομοκρατικής επίθεσης στην τουριστική βιομηχανία μιας χώρας. Μια πολύ απλή εξίσωση παλινδρόμησης για την επιρροή της τρομοκρατίας στον τουρισμό της Ισπανίας, για παράδειγμα, είναι η:

$$y_t = a_0 + b_1 y_{t-1} + c_0 x_t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

όπου y_t είναι ο αριθμός των τουριστών που επισκέφτηκαν την Ισπανία κατά τη χρονική περίοδο t , x_t είναι ο αριθμός των τρομοκρατικών περιστατικών που συνέβησαν στην Ισπανία κατά την περίοδο t , και ε_t είναι ο διαταρακτικός όρος. Η εξίσωση αυτή φανερώνει ότι ο αριθμός των τουριστών που επισκέπτονται την Ισπανία σε οποιαδήποτε χρονική περίοδο επηρεάζεται από το παρελθόν της, y_{t-1} , όπως και από τον αριθμό των τρομοκρατικών περιστατικών στην Ισπανία. Εξαιτίας του ότι οι χρονικές περιόδους υψηλών επιπέδων τουριστικής κίνησης τείνουν να ομαδοποιούνται με εκείνες χαμηλών επιπέδων, αναμένεται ο b_1 να είναι θετικός: ένας μεγάλος αριθμός y_t τείνει να ακολουθεί έναν μεγάλο αριθμό y_{t-1} . Στην εξίσωση 4, ο c_0 υπολογίζει τον αντίκτυπο ενός τρομοκρατικού περιστατικού στον τουρισμό. Ένας αρνητικός c_0 σημαίνει ότι η τρομοκρατία έχει αρνητικό αντίκτυπο στον τουρισμό. Εάν, επιπλέον, ο b_1 δεν είναι μηδέν, τότε υπάρχει συνέχιση στο σύστημα και οι επιπτώσεις στον τουρισμό θα μπορούσαν να έχουν μεγάλη διάρκεια.

Η εξίσωση 4 μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να εκτιμηθούν οι έμμεσες επιπτώσεις στον τουρισμό. Για να διεξαχθεί η ανάλυση, κάποιος ερευνητής θα έκανε την εκτίμηση της εξίσωσης 4 για να εξάγει τα μεγέθη των a_0 , b_1 , and c_0 για μια συγκεκριμένη χώρα. Μόλις διαπιστωθούν ποιες είναι αυτές οι τιμές, μπορεί να υπολογιστεί ποια θα ήταν κάθε φορά η τιμή του y_t , εάν έλειπε ο παράγοντας της τρομοκρατίας (δηλαδή $x_t = 0$). Η διαφορά μεταξύ της αντιπραγματικής τιμής (ελληνική απόδοση του όρου counterfactual value) και της πραγματικής τιμής του y_t υφίσταται τότε εξαιτίας του αντίκτυπου της τρομοκρατίας. Η ανάλυση αυτή είναι δυνατό να γενικευθεί με διάφορους τρόπους: α) με επιπρόσθετες τιμές με υστέρηση της εξαρτημένης μεταβλητής, β) με τιμές με υστέρηση της μεταβλητής της τρομοκρατίας και γ) με πιο σύνθετη αιτιότητα μεταξύ του y_t και του x_t . Ο πρώτος τρόπος γενίκευσης παρέχει τη δυνατότητα για μια πιο περίπλοκη διαδικασία παλινδρόμησης όπου η επιμονή μπορεί να είναι μακροπρόθεσμη, ενώ ο δεύτερος τρόπος επιτρέπει τη χρήση εναλλακτικών προτύπων για τον αντίκτυπο της τρομοκρατίας, όπου η τρομοκρατία μπορεί να επηρεάζει την εξαρτημένη μεταβλητή με μια υστέρηση (Enders και Sandler, 2005). Ο τρίτος τρόπος γενίκευσης είναι δυνατό να επιτρέψει τον επηρεασμό του τουρισμού από την τρομοκρατία και αντιστρόφως, άρα απαιτείται μια εξίσωση για κάθε μία από αυτές τις μεταβλητές. Στην προκειμένη περίπτωση, χρειάζεται να εφαρμοστεί μεθοδολογία VAR.

Οι Enders και Sandler (1991) εφάρμοσαν μια μεθοδολογία VAR για την Ισπανία της περιόδου 1970-91, κατά την οποία η βασκική εθνικιστική οργάνωση ETA και άλλες τρομοκρατικές ομάδες διεξήγαγαν τρομοκρατικές εκστρατείες. Κατά τα έτη 1985-87, η ETA κατεύθυνε τις βόμβες και τις απειλές της κατά του ισπανικού τουριστικού εμπορίου, έστειλε δε ακόμα και προειδοποιητικά σημειώματα σε ταξιδιωτικά πρακτορεία στην Ευρώπη. Χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα, αποδείχθηκε ότι το αποτέλεσμα ήταν μονόδρομο: η τρομοκρατία επηρέασε τον τουρισμό, αλλά δεν συνέβηκε το αντίστροφο. Κάθε διεθνικό τρομοκρατικό περιστατικό εκτιμήθηκε ότι προκαλεί τη διάχυση πάνω από 140.000 τουριστών, αφότου συμπεριλήφθηκαν στους υπολογισμούς όλες οι μηνιαίες συνέπειες της τρομοκρατίας. Το γεγονός αυτό μπορεί να μεταφραστεί σε ένα σημαντικό ποσό απώλειας εσόδων όταν πολλαπλασιαστεί με το μέσο όρο δαπανών ανά τουρίστα. Οι διεθνικές τρομοκρατικές επιθέσεις μαρτυρούν το κατάλληλο μέτρο υπολογισμού των επιπτώσεων της τρομοκρατίας, γιατί αυτό που ενδιαφέρει είναι το κόστος της στο ξένο τουριστικό εμπόριο.

Σε μια συμπληρωματική μελέτη τους, οι Enders et al (1992) χρησιμοποίησαν μια ανάλυση με τη χρήση μοντέλου ARIMA, ώστε να διερευνήσουν τον αντίκτυπο της διεθνούς τρομοκρατίας στον τουρισμό για τα έτη 1974-88 σε χώρες όπως η Αυστρία, η Ισπανία και η Ιταλία – τρεις χώρες με εμφανή τα σημάδια διεθνών τρομοκρατικών επιθέσεων κατά τη διάρκεια αυτής της χρονικής περιόδου. Η εξαρτημένη μεταβλητή ήταν το μερίδιο τουριστών ανά περιοχή. Οι παραπάνω ερευνητές ανακάλυψαν ότι η τρομοκρατία είχε σημαντική αρνητική επιρροή με υστέρηση στις εν λόγω τουριστικές χώρες, η οποία ποίκιλε ανά χώρα: δύο τρίμηνα στην Ιταλία, τρία στην Ελλάδα και επτά στην Αυστρία. Καθώς η αναθεώρηση των σχεδίων που κάνουν οι τουρίστες για τις διακοπές τους απαιτεί χρόνο, η υστέρηση είναι αναμενόμενη. Οι οικονομικές απώλειες διέφεραν από χώρα σε χώρα: η Αυστρία έχασε 3,37 δισεκατομμύρια σε ειδικά δικαιώματα ανάληψης³ (ΕΔΑ). Η Ιταλία έχασε 861 δισεκατομμύρια σε ΕΔΑ και η Ελλάδα 472 εκατομμύρια σε ΕΔΑ. Οι ερευνητές έδειξαν επίσης ότι κάποια από τα χαμένα τουριστικά έσοδα άφησαν ένα μέρος των ευρωπαϊκών χωρών τους δείγματος για ασφαλέστερους προορισμούς στη Βόρεια Αμερική.

Οι Drakos και Kutan (2003) εφάρμοσαν τη μεθοδολογία των Enders, Sandler και Parise για την Ελλάδα, το Ισραήλ και την Τουρκία για τα έτη 1991-2000. Οι ερευνητές αυτοί χρησιμοποίησαν μηνιαία δεδομένα για τη διεθνική τρομοκρατία, τα οποία άντλησαν από τη βάση

³Τα Ειδικά Δικαιώματα Ανάληψης (Special Drawing Rights - SDR) αποτελούν ουσιαστικά το εικονικό νόμισμα του ΔΝΤ, μέσω του οποίου τα κράτη ενισχύουν το μετοχικό τους κεφάλαιο και αποκτούν δικαίωμα ψήφου στις αποφάσεις. Δεν υπάρχει σε φυσική μορφή και η αξία του προκύπτει με βάση την αξία των τεσσάρων βασικότερων νομισμάτων: Του δολαρίου, του ευρώ, του γεν και της λίρας. Για κάθε χώρα υπάρχει συμφωνημένο ανώτατο όριο SDR που μπορεί να αποκτήσει και άρα επιρροής που μπορεί να έχει στον Διεθνή Οργανισμό.

δεδομένων ITERATE. Εκτός από τις επιπτώσεις της τρομοκρατίας στο εσωτερικό των χωρών του δείγματος της έρευνάς τους, οι Drakos και Kutun έδειξαν ενδιαφέρον για τις διακρατικές ή επιπτώσεις «διάχυσης» που μπορεί να προκύψουν εάν, μια επίθεση στο Ισραήλ στρέψει τουρίστες που προγραμματίζουν να επισκεφτούν στο Ισραήλ να καταφύγουν σε ασφαλέστερους προορισμούς στην Ιταλία, την Ελλάδα ή αλλού. Το μοντέλο ARIMA που χρησιμοποίησαν περιλαμβάνει μία εξίσωση για τα μερίδια τουριστών κάθε χώρας, όπου, για παράδειγμα, το ποσοστό τουριστών στην Ελλάδα εξαρτάται από: παλαιότερα μερίδια τουριστών στην Ελλάδα, τρέχουσες και παλιότερες τρομοκρατικές επιθέσεις στην Ελλάδα, τρέχουσες και παλαιότερες τρομοκρατικές επιθέσεις στο Ισραήλ, και τρέχουσες και παλαιότερες τρομοκρατικές επιθέσεις στην Τουρκία. Περιλαμβάνει επίσης μία εξίσωση για μερίδια τουριστών της Ιταλίας, η οποία ήταν ένα σχετικά ασφαλές καταφύγιο για την περίοδο που μελετάται στην έρευνα. Εξαιτίας διεθνικών τρομοκρατικών επιθέσεων, οι παραπάνω ερευνητές υπολόγισαν ότι η Ελλάδα έχασε το 9% του μεριδίου της τουριστικής αγοράς της, η Τουρκία έχασε πάνω από το 5% του μεριδίου της τουριστικής αγοράς της και το Ισραήλ έχασε λιγότερο από το 1% του μεριδίου της τουριστικής αγοράς του. Γύρω στο 89% της απολεσθέντος μεριδίου της τουριστικής αγοράς εξαιτίας της τρομοκρατικής δράσης στην Ευρώπη κατέληξε σε ασφαλέστερους τουριστικούς προορισμούς σε άλλες χώρες. Οι Drakos και Kutun αποκάλυψαν επίσης σημαντικά αποτελέσματα διάχυσης. Συγκεκριμένα, τρομοκρατικές επιθέσεις χαμηλής έντασης στο Ισραήλ μείωσαν τα τουριστικά έσοδα της Ελλάδας.

3.2.2 Καθαρές άμεσες ξένες επενδύσεις

Οι ξένοι επενδυτές πρέπει να είναι ενήμεροι για όλους τους κινδύνους, συμπεριλαμβανομένων αυτών που θέτει η τρομοκρατία. Ο κίνδυνος της τρομοκρατίας τούς αφορά άμεσα όταν μια τρομοκρατική εκστρατεία στοχεύει συγκεκριμένα στις καθαρές άμεσες ξένες επενδύσεις (ΚΑΞΕ). Οι κίνδυνοι της τρομοκρατίας αυξάνουν το κόστος της επιχειρηματικής δραστηριότητας, καθώς είναι αναγκαία η εφαρμογή ακριβών μέτρων ασφαλείας και η απόδοση των ανάλογων αποζημιώσεων στο προσωπικό των επιχειρήσεων που διατρέχουν κίνδυνο, οι οποίες μειώνουν τις αποδόσεις των ΚΑΞΕ. Καθώς οι εν λόγω κίνδυνοι αυξάνονται, οι επενδυτές μεταθέτουν τις επενδύσεις τους σε ασφαλέστερες χώρες. Οι Enders και Sandler (1996) παρείχαν εκτιμήσεις των επιπτώσεων της τρομοκρατίας στις ΚΑΞΕ σε δύο σχετικά μικρές ευρωπαϊκές χώρες, την Ελλάδα και την Ισπανία. Οι μεγάλες χώρες, όπως η Γαλλία, η Γερμανία και το Ηνωμένο Βασίλειο αντλούν ξένα κεφάλαια από ποικίλες πηγές και έχουν την ικανότητα να αντέξουν σε τρομοκρατικές επιθέσεις χωρίς η ροή των ξένων κεφαλαίων που δέχονται να

παρεκκλίνει σε υπολογίσιμο βαθμό. Επίσης, οι μεγάλες χώρες είναι καλύτερα εξοπλισμένες, ώστε να πάρουν αμυντικά μέτρα έπειτα από μια τρομοκρατική επίθεση, κι έτσι να αποκαταστήσουν την εμπιστοσύνη των επενδυτών. Η Ελλάδα και η Ισπανία επιλέχτηκαν ως αντικείμενα μελέτης, δεδομένου ότι και οι δύο δέχτηκαν πολυάριθμες τρομοκρατικές επιθέσεις διεθνικού χαρακτήρα, που στόχευαν στο εμπορικό ενδιαφέρον ξένων επενδυτών κατά τη διάρκεια της χρονικής περιόδου-δείγμα 1968-91.

Για την Ισπανία, εφαρμόστηκε ένα υπόδειγμα ARIMA που συνέδεσε τις ΚΑΞΕ με τις παρελθοντικές τιμές τους και τις τρομοκρατικές επιθέσεις. Για την Ελλάδα, εφαρμόστηκε ένα υπόδειγμα VAR που συνέδεσε επίσης τις ΚΑΞΕ με τις παρελθοντικές τιμές τους και τις τρομοκρατικές επιθέσεις. Για την Ισπανία υπήρξε μια μακρά καθυστέρηση διάρκειας 11 τριμήνων μεταξύ ενός τρομοκρατικού συμβάντος και του αντίκτυπού του στις ΚΑΞΕ. Ένα χαρακτηριστικό διεθνικό τρομοκρατικό περιστατικό στην Ισπανία υπολογίστηκε ότι μειώνει το ποσό των ΚΑΞΕ κατά 23,8 εκατομμύρια δολάρια. Κατά μέσο όρο, η διεθνική τρομοκρατία μείωσε το ετήσιο ποσοστό των ΚΑΞΕ στην Ισπανία κατά 13,5%. Για την Ελλάδα συνέβη κάτι ανάλογο, καθώς η διεθνική τρομοκρατία έκαμψε το ετήσιο ποσοστό των ΚΑΞΕ κατά 11,9%. Οι παραπάνω απώλειες είναι αρκετά μεγάλες για δύο μικρές οικονομίες που εξαρτιόντουσαν σημαντικά από τις ΚΑΞΕ ως πηγή αποθεμάτων κατά τη διάρκεια της περιόδου-δείγματος της συγκεκριμένης μελέτης. Ερευνήθηκε επίσης η επιρροή της τρομοκρατίας στις ΚΑΞΕ σε αρκετές μεγάλες οικονομίες, όπως αυτή της Γαλλίας και του Ηνωμένου Βασιλείου, και δεν διαπιστώθηκε σημαντική επιρροή της τρομοκρατίας στις ΚΑΞΕ των εν λόγω χωρών.

3.2.3 Η επιρροή στο εμπόριο

Οι Nitsch και Schumacher (2004) εκτίμησαν τις επιπτώσεις της διεθνικής τρομοκρατίας στις διμερείς εμπορικές ροές. Στο μοντέλο της μελέτης τους, οι εμπορικές ροές μεταξύ των εμπορικών εταίρων εξαρτώνται από τις τρομοκρατικές επιθέσεις, την χιλιομετρική απόσταση μεταξύ των δύο υπό μελέτη χωρών, μια μεταβλητή εισοδήματος, μια μεταβλητή κατά κεφαλήν εισοδήματος και ένα πλήθος ψευδομεταβλητών. Εκτίμησαν επισήμως τις επιπτώσεις της τρομοκρατίας στο εσωτερικό κάθε χώρας για όλους τους εμπορικούς εταίρους αυτής. Το σύνολο δεδομένων της έρευνας περιλαμβάνει 217 χώρες και περιοχές κατά την περίοδο 1968-79. Τα στοιχεία για την τρομοκρατία αντλήθηκαν από την ITERATE και αφορούν αποκλειστικά διεθνικά περιστατικά, αν και τα περιστατικά εγχώριας τρομοκρατίας θα είχαν επηρεάσει επίσης τις εμπορικές ροές. Οι ερευνητές ανακάλυψαν ότι η πρώτη επίθεση διεθνικής τρομοκρατίας μείωσε το διμερές εμπόριο

περίπου κατά 10%, ποσοστό πολύ μεγάλο, που μπορεί να επηρεάζεται από τον αντίκτυπο της εγχώριας τρομοκρατίας. Κάποιες φορές, η διεθνική τρομοκρατία συνδέεται στενά με την εγχώρια. Οι Nitsch και Schumacher ανακάλυψαν επίσης ότι ο διπλασιασμός των τρομοκρατικών περιστατικών μείωσε το ποσοστό τους διμερούς εμπορίου κατά 4%. Έτσι λοιπόν, στα κράτη που μαστίζονταν από έντονη τρομοκρατική δράση κατά την περίοδο που αναφέρθηκε μειώθηκε σημαντικά ο όγκος των εμπορικών συναλλαγών. Μολονότι είναι διαθέσιμα πιο πρόσφατα δεδομένα επί της τρομοκρατικής δράσης, οι παραπάνω ερευνητές εξέτασαν μόνο τη συγκεκριμένη ιστορική περίοδο, γεγονός που δεν είναι δυνατόν να οδηγήσει σε συμπεράσματα για τη σημερινή κατάσταση όσον αφορά τις επιπτώσεις της τρομοκρατίας.

3.2.4 Χρηματοοικονομικές αγορές

Οι Chen και Siems (2004) εφάρμοσαν μια event-study μεθοδολογία, για να διερευνήσουν τις αλλαγές στις μέσες αποδόσεις των χρηματιστηριακών δεικτών για 14 τρομοκρατικές και στρατιωτικές επιθέσεις που χρονολογούνται από το 1915. Μια event study μεθοδολογία υπολογίζει τις μη κανονικές αποδόσεις των μετοχών έπειτα από ένα πλήγμα ή επεισόδιο όπως η πτώση της πτήσης Pan Am 103 ή οι επιθέσεις της 11^{ης} Σεπτεμβρίου. Οι ερευνητές αυτοί έδειξαν ότι η επιρροή των τρομοκρατικών περιστατικών σε μεγάλα χρηματιστήρια, όποια κι αν είναι, είναι εξαιρετικά βραχύβια, καθώς διαρκεί μόλις μία με τρεις ημέρες για τα περισσότερα σημαντικά περιστατικά. Μοναδική εξαίρεση συνιστούν οι επιθέσεις της 11^{ης} Σεπτεμβρίου, όπου χρειάστηκε 40 ημέρες για να επιστρέψουν οι τιμές του δείκτη DOW JONES σε φυσιολογικά επίπεδα. Οι ερευνητές έδειξαν επίσης ότι αυτή η περίοδος επιστροφής των τιμών σε φυσιολογικά επίπεδα ποίκιλε ανάλογα με το χρηματιστήριο. Παρατηρήθηκε ότι χρηματιστήρια στη Νορβηγία, τη Τζακάρτα, την Κουάλα Λουμπόρ και το Γιοχάνεσμπουργκ χρειάστηκαν περισσότερο χρόνο για να ανακάμψουν, ενώ αυτά στο Λονδίνο, το Ελσίνκι, το Τόκιο και αλλού ανέκαμψαν γρηγορότερα. Τα περισσότερα τρομοκρατικά περιστατικά είχαν μικρό ή μηδενικό αντίκτυπο στα μεγάλα χρηματιστήρια.

Οι Eldor και Melnick (2004) εφάρμοσαν μεθόδους ανάλυσης χρονολογικών σειρών για να εξακριβώσουν την επιρροή της τρομοκρατικής εκστρατείας ενάντια στο Ισραήλ μετά τις 27 Σεπτεμβρίου 2000 στον χρηματιστηριακό δείκτη TA 100 του Τελ Αβίβ. Λαμβάνοντας υπόψη τη διάρκεια των συγκεκριμένων τρομοκρατικών επιθέσεων, η μέθοδος ανάλυσης χρονολογικών σειρών είναι ολοφάνερα κατάλληλη για τη μελέτη. Οι ερευνητές στην προσπάθειά τους να καθορίσουν τις απώλειες του δείκτη TA 100 χρησιμοποίησαν την εκτιμώμενη εξίσωση

ανάλυσης χρονολογικών σειρών για αποδόσεις, αλλά αντικαθιστώντας μια μηδενική τιμή σ' αυτήν για τις τρομοκρατικές επιθέσεις. Η ανάλυσή τους απέδειξε ότι ο δείκτης TA 100 σημείωσε πτώση κατά 30% στις 30 Ιουνίου 2003, εξαιτίας της τρομοκρατικής εκστρατείας. Όταν οι εν λόγω μελετητές διερεύνησαν συγκεκριμένους τύπους τρομοκρατικών επιθέσεων, ανακάλυψαν ότι μόνο οι επιθέσεις αυτοκτονίας επέφεραν σημαντικό αντίκτυπο. Το άρθρο τους συνέδεε επίσης την τρομοκρατική εκστρατεία εναντίον του Ισραήλ με διακυμάνσεις στην ισοτιμία συναλλάγματος.

Η τρομοκρατική βία, ειδικά οι επιθέσεις μεγάλης κλίμακας, όπως οι επιθέσεις της 11^{ης} Σεπτεμβρίου στη Νέα Υόρκη ή οι βομβαρδισμοί του Μαρτίου 2004 και του Ιουλίου 2005 στη Μαδρίτη και το Λονδίνο αντίστοιχα, αποτελούν σημαντικούς εξωτερικούς κλονισμούς που μπορούν άμεσα να επηρεάσουν τις κεφαλαιαγορές όπως επίσης και τις μετακινήσεις κεφαλαίου μεταξύ των χωρών (Abadie και Gardeazabal, 2008). Ειδικότερα, οι ερευνητές διαπιστώνουν ότι μέσω της αυξανόμενης αβεβαιότητας, η τρομοκρατία μειώνει την αναμενόμενη απόδοση στην επένδυση και άρα τρομοκρατικά γεγονότα ίσως οδηγούν σε σημαντικές μεταφορές κεφαλαίου μεταξύ των χωρών. Οι Bruck και Wickstrom (2004) υποστηρίζουν πως οι τρομοκρατικές ενέργειες μπορούν να έχουν επιπτώσεις στην αναμενόμενη αποδοτικότητα. Δεδομένου ότι η αξία περιουσιακών στοιχείων ανταποκρίνεται σε τέτοιες αλλαγές, οι επιπτώσεις διοχετεύονται στα χρηματιστήρια και συνεπώς στην οικονομία συνολικά.

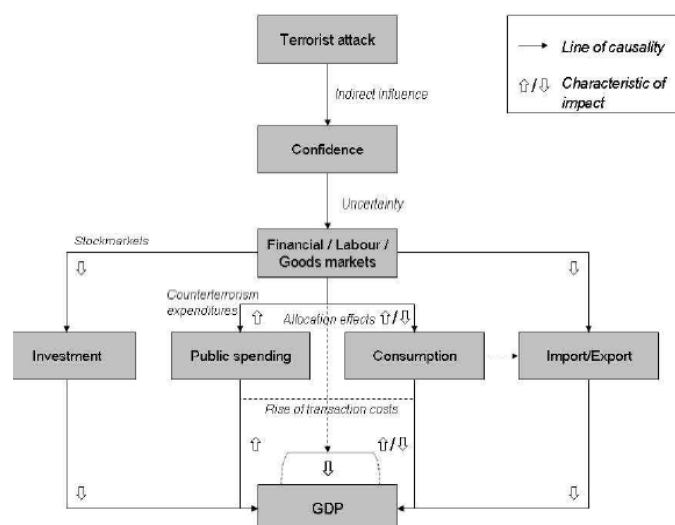
Επιπλέον, οι Hon et al (2004) υποστήριξαν πως τα διεθνή χρηματιστήρια, ειδικά τα ευρωπαϊκά, επηρεάστηκαν περισσότερο εξαιτίας των κλονισμών των αμερικανικών χρηματιστηρίων στο διάστημα τριών με έξι μηνών μετά το χτύπημα της 11^{ης} Σεπτεμβρίου. Παράλληλα, οι Barros και Gil-Alana (2008) ερευνήσανε τα αποτελέσματα τρομοκρατικών ενεργειών στο χρηματιστήριο των βασκικών χωρών. Τα συμπεράσματά τους δείχνουν ένα αρνητικό αποτέλεσμα στις αποδόσεις και καταλήγουν στην παραδοχή πως μια μείωση της τρομοκρατικής βίας θα επιφέρει μια αύξηση στις αποδόσεις του χρηματιστηρίου.

Οι Kollias et al (2009) εξετάσανε τις αντιδράσεις των τριών χρηματιστηρίων της Ισπανίας και του Λονδίνου μετά τις βομβιστικές επιθέσεις της 11^{ης} Μαρτίου 2004 και 7^{ης} Ιουλίου 2005 στη Μαδρίτη και το Λονδίνο αντίστοιχα. Με τη χρήση event study μεθοδολογίας για τον έλεγχο μη κανονικών αποδόσεων και EGARCH υποδειγμάτων για τον εντοπισμό πιθανών επιδράσεων των βομβιστικών επιθέσεων στη μεταβλητότητα των κεφαλαιαγορών, οι ερευνητές διαπιστώσανε διαφορετική συμπεριφορά μεταξύ των επενδυτών σε αυτές τις χώρες. Στα ισπανικά χρηματιστήρια βρέθηκαν σημαντικές αρνητικές μη κανονικές αποδόσεις και αυξημένη μεταβλητότητα εξαιτίας των επιθέσεων. Διαφορετική συμπεριφορά διαπιστώθηκε και μεταξύ των διαφόρων κλάδων των ισπανικών χρηματιστηρίων με τον κλάδο ηλεκτρικής ενέργειας να

επιδεικνύει το υψηλότερο αρνητικό αποτέλεσμα όσον αφορά τις μη κανονικές αποδόσεις και τους κλάδους κλωστοϋφαντουργίας και υπηρεσιών όσον αφορά τη μεταβλητότητα. Περισσότερο ήπια αντίδραση επέδειξε το χρηματιστήριο του Λονδίνου, όπου παρατηρήθηκαν στατιστικά σημαντικές μη κανονικές αποδόσεις μόλις για μία ημέρα μετά το τρομοκρατικό συμβάν ενώ η μεταβλητότητα των αποδόσεων έμεινε ανεπηρέαστη. Οι ίδιοι μελετητές, σε άλλη έρευνα τους εξετάσανε την αντίδραση του χρηματιστηριακού δείκτη και του δείκτη των ομολόγων του χρηματιστηρίου του Τελ Αβίβ πριν και κατά τη διάρκεια της στρατιωτικής επίθεσης που πραγματοποιήθηκε στη Λωρίδα της Γάζας στα τέλη του 2008. Κατά τη διάρκεια της στρατιωτικής επέμβασης διαπιστώθηκε μια μετατόπιση των επενδυτών από την αγορά των μετοχών στην αγορά των ομολόγων.

Η απουσία βιβλιογραφίας σχετικά με τις επιπτώσεις της τρομοκρατίας στις αγορές συναλλάγματος είναι αισθητή. Μοναδική εξαίρεση αποτελεί η έρευνα των Eldor και Melnick (2004), οι οποίοι κατέληξαν στο συμπέρασμα πως από την 27^η Σεπτεμβρίου 2000-ημερομηνία έναρξης έντονης τρομοκρατικής δραστηριότητας στο Ισραήλ- και μετά παρατηρήθηκε μια σταθερότητα στην ισραηλινή αγορά συναλλάγματος. Τα αποτελέσματα αυτά κρίνονται ωστόσο αναξιόπιστα εξαιτίας του πολύ χαμηλού συντελεστή προσδιορισμού του μοντέλου που χρησιμοποιήθηκε. Τα μηνιαία δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν αποτελούν μια πιθανή εξήγηση γι' αυτό. Η εικόνα 1 παρουσιάζει το γενικό πλαίσιο της επίδρασης της τρομοκρατίας στην οικονομία.

Εικόνα 1: Ο τρόπος με τον οποίο η τρομοκρατία επιδρά στην οικονομία



Πηγή: www.transnationalterrorism.eu

Κεφάλαιο 4

Αξιολόγηση των επιπτώσεων της τρομοκρατίας σε αναπτυγμένες και αναπτυσσόμενες χώρες

Οι μακροοικονομικές μελέτες περιπτώσεων έγιναν για δύο μικρές χώρες υψηλού εισοδήματος. Στους Tavares (2004) και BHO (2004) συμπεριλήφθηκε στη διαστρωματική ανάλυση μια ευρεία γκάμα χωρών, κάτι το οποίο έκανε δύσκολη την εξαγωγή συγκεκριμένων συμπερασμάτων για τις αναπτυσσόμενες χώρες. Ο εν λόγω ισχυρισμός ενισχύεται από την αποτυχία της μελέτης των BHO (2004) να αποδώσει σημαντικά ευρήματα για τη μεταβλητή της τρομοκρατίας (Enders και Sandler, 2005). Μέσα σε κάθε δείγμα χωρών, δεν υπήρχε διαχωρισμός των αναπτυγμένων ή πλουσιότερων χωρών. Η διαστρωματική μελέτη που ερεύνησε τις αναπτυσσόμενες χώρες καθαυτές είναι αυτή των Gupta et al. (2004), η οποία αποτυγχάνει όμως σε κάποια βασικά σημεία. Πρώτον, δεν περιλαμβάνει μια πραγματική μεταβλητή μέτρησης της τρομοκρατίας, ώστε ο δείκτης ICRG αντιπροσωπεύει περισσότερο τις εσωτερικές συγκρούσεις απ' ό,τι τις τρομοκρατικές επιθέσεις. Δεύτερον, αυτή η μελέτη συμπεριέλαβε χώρες οι οποίες δοκιμάζονταν από εσωτερικές συγκρούσεις εξαιρετικά διαφορετικού χαρακτήρα. Έτσι, η μέση εικόνα που προκύπτει από τη μελέτη κατά πάσα πιθανότητα δεν φανερώνει τις πραγματικές επιπτώσεις της τρομοκρατίας στις περισσότερες αναπτυσσόμενες χώρες του δείγματος. Οι αναπτυσσόμενες χώρες που δοκιμάστηκαν από παρόμοιες τρομοκρατικές εκστρατείες θα έπρεπε να συμπεριληφθούν στο ίδιο panel. Τρίτον, η διαστρωματική ανάλυση περιέλαβε χώρες με ποικίλους πολιτικούς και οικονομικούς οργανισμούς. Οι αναπτυγμένοι οργανισμοί λογικά θα επέτρεπαν σε μια χώρα να απορροφήσει καλύτερα τους κραδασμούς τρομοκρατικών επιθέσεων. Έως σήμερα, δεν υπάρχει μια διαστρωματική μελέτη για τις συνέπειες της τρομοκρατίας στις αναπτυσσόμενες χώρες.

Υπάρχουν ένα σύνολο από αναμενόμενες διαφορές όσον αφορά τον τρόπο με τον οποίο οι αναπτυγμένες και οι αναπτυσσόμενες χώρες αντιμετωπίζουν αποτελεσματικά την τρομοκρατία. Οι αναπτυγμένες χώρες διαθέτουν πιο ικανούς κρατικούς οργανισμούς, οι οποίοι βρίσκονται σε θέση να εφαρμόσουν νομισματικές, δημοσιονομικές και άλλες στρατηγικές, για να ανακάμψουν είτε από μια επίθεση ευρείας κλίμακας είτε από μια παρατεταμένης διάρκειας τρομοκρατική εκστρατεία. Η περίπτωση των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής, που αναλύθηκε στα παραπάνω, είναι διδακτική. Για παράδειγμα, η κρίση στην ασφαλιστική αγορά που προκάλεσαν οι επιθέσεις της 11^{ης} Σεπτεμβρίου αντιμετωπίστηκε από το αμερικανικό Κογκρέσο, το οποίο

ενέκρινε έκτακτη νομοθεσία για τις ασφάλειες ώστε να καλύψει βραχυπρόθεσμα τις καταστροφικές απώλειες εξαιτίας της τρομοκρατίας (Kunreuther et al, 2003). Οι αγορές στις αναπτυγμένες χώρες είναι πιο ικανές απ' ό,τι αυτές στις αναπτυσσόμενες στην αντιμετώπιση των αλλαγών στον κίνδυνο που προκαλούνται από την τρομοκρατία. Οι αναπτυγμένες χώρες είναι επίσης πιο καλά εφοδιασμένες απ' ό,τι οι αναπτυσσόμενες, ώστε να παρακολουθούν την οικονομία τους και να καθορίζουν την ανάγκη για νομισματική ή δημοσιονομική ώθηση έπειτα από τρομοκρατικές επιθέσεις. Επίσης, οι αναπτυγμένες χώρες είναι σε θέση να πάρουν αποφασιστικά και αποτελεσματικά μέτρα ασφαλείας ώστε να αποκαταστήσουν την κλονισμένη εμπιστοσύνη των επενδυτών. Πολλές λιγότερο αναπτυγμένες χώρες δεν έχουν αυτή τη δυνατότητα. Όπως και να 'χει, μέτρα ασφαλείας όπως τα παραπάνω μπορεί να επιταχύνουν την οικονομική ανάκαμψη μετά από ένα τρομοκρατικό χτύπημα. Εξαιτίας του γεγονότος ότι οι αναπτυσσόμενες χώρες εξαρτώνται περισσότερο από τον υπόλοιπο κόσμο όσον αφορά τη ζήτηση των προϊόντων και των υπηρεσιών τους, είναι πιο ευάλωτες από τις πλουσιότερες απέναντι στα τρομοκρατικά χτυπήματα που συμβαίνουν σε γειτονικές χώρες και εναντίον σημαντικών εμπορικών εταίρων τους. Σε σύγκριση με τους πλουσιότερους ομολόγους τους, οι αναπτυσσόμενες χώρες έχουν οικονομίες μικρότερου εύρους φάσματος και είναι πιο πιθανό να υποστούν σημαντικότερες συνέπειες από ένα τρομοκρατικό χτύπημα που στοχεύει σε συγκεκριμένο τομέα της οικονομίας.. Τέλος, η παρουσία εσωτερικών συγκρούσεων σε πολλές αναπτυσσόμενες χώρες θέτει σε κίνδυνο την ικανότητά τους στην αντιμετώπιση τρομοκρατικών επιθέσεων, γεγονός που πιθανώς να συνδεθεί με άλλες μορφές εσωτερικής διαμάχης.

Οι διαφορές που αναφέρθηκαν, μεταξύ των αναπτυγμένων και των αναπτυσσόμενων χωρών, ενέχουν συνέπειες για τις μελέτες με panel data. Από τέτοιου είδους διαφορές ανακύπτουν πραγματικά προβλήματα με τις πληροφορίες που περιλαμβάνονται στη μέση εικόνα η οποία δίνεται από πάνελ ευρείας κλίμακας, που συνδυάζουν χώρες σε όλα τα επίπεδα οικονομικής ανάπτυξης. Επιπλέον, οι διαφορές αυτές επισημαίνουν την ανάγκη του ελέγχου ύπαρξης διαμαχών με γειτονικές χώρες, τη διαφθορά και τις εσωτερικές συγκρούσεις. Έως σήμερα, μόνο ο έλεγχος εσωτερικών συγκρούσεων περιλαμβάνεται σε μελέτες πάνελ δεδομένων.

Κεφάλαιο 5

Σχολιασμός της μεθοδολογίας: Βιβλιογραφική επισκόπηση

Έως σήμερα, έχουν εφαρμοστεί δύο κύριες μεθοδολογίες για να εκτιμηθούν οι μακροοικονομικές και οι μικροοικονομικές συνέπειες της τρομοκρατίας: οι panel data εκτιμήσεις και η ανάλυση χρονολογικών σειρών με μία ή περισσότερες εξισώσεις. Κάθε μεθοδολογία έχει τα πλεονεκτήματα και τα μειονεκτήματά της.

Οι μέθοδοι ανάλυσης χρονολογικών σειρών, οι οποίες έχουν χρησιμοποιηθεί αποτελεσματικά στις εκτιμήσεις απωλειών στον τουρισμό στις ΚΑΞΕ, καθώς και στις πτώσεις της χρηματιστηριακής αγοράς κρίνονται ως οι πλέον κατάλληλες (Enders και Sandler, 2005). Η μελέτη των Eckstein και Tsiddon (2004) για το Ισραήλ φανερώνει επίσης ότι μπορεί να χρησιμοποιηθεί η ίδια μέθοδος για την εκτίμηση των συνεπειών της τρομοκρατίας σε μακροοικονομικές μεταβλητές όπως την κατά κεφαλήν κατανάλωση και το κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Όχι μόνο οι αναλύσεις χρονολογικών σειρών ενδείκνυνται για την εφαρμογή αντιπαραδειγμάτων, αλλά μπορούν να χρησιμοποιηθούν και για προγνωστικούς σκοπούς. Μολονότι οι περισσότερες εκτιμήσεις χρονολογικών σειρών δεν έχουν πρότερα συμπεριφορικά υποδείγματα, το άρθρο των Eckstein και Tsiddon (2004) αποδεικνύει ότι αυτό δεν χρειάζεται να ισχύει σε κάθε περίπτωση, αφού οι εξισώσεις εκτίμησής τους προέκυψαν από ένα δυναμικό θεωρητικό υπόδειγμα. Ενσωματώνοντας μια ανάλυση VAR με πολλαπλές εξισώσεις, μία για κάθε χώρα, ένας ερευνητής μπορεί να εξετάσει διασυνοριακές διαχύσεις. Η ανάλυση των Drakos και Kutun (2003) για τον τουρισμό στην περιοχή της Μεσογείου το αποδεικνύει.

Οι προβληματισμοί που υπάρχουν σχετικά με τις μελέτες που βασίζονται στην ανάλυση διαστρωματικών δεδομένων περιλαμβάνουν την εξάρτηση σε μεγάλα δείγματα οικονομιών, στα οποία χώρες με διαφορετικό εισόδημα, αμυντικές δυνατότητες, οργανισμούς και πείρα απέναντι στην τρομοκρατία περιλαμβάνονται στο ίδιο δείγμα (Enders και Sandler, 2005). Αυτή η υπερβολική ετερογένεια βασικών μεταβλητών συνεπάγεται ότι η εικόνα του μέσου όρου, που παρέχεται από τις εκτιμήσεις των συντελεστών, πολύ πιθανόν να μην αντικατοπτρίζει τις πραγματικές οικονομικές επιπτώσεις της τρομοκρατίας σε πολλές από τις χώρες του δείγματος. Θεωρείται ότι προκύπτει πιο έγκυρη πληροφόρηση εάν οι εκτιμήσεις πάνελ γίνουν για ένα ομογενές σύνολο χωρών. Όσον αφορά τη μελέτη των BHO (2004), θεωρείται ότι τα γεωγραφικά σύνολα των χωρών του δείγματος που χρησιμοποιήσαν δεν απέδωσαν όσο αναμενόταν σημαντικές επιπτώσεις της τρομοκρατίας για τον πρώτο δείκτη της τρομοκρατίας, εκτός από την

περιοχή με το χαμηλότερο ποσοστό τρομοκρατικής δράσης. Ωστόσο, ολόκληρο το πάνελ απέδωσε σημαντικές συνέπειες της τρομοκρατίας. Η λογική αυτού του ευρήματος δεν μπορεί να γίνει εύκολα αποδεκτή. Για τη συγκεκριμένη μελέτη, τα σύνολα των χωρών που χρησιμοποιήθηκαν θα έπρεπε να αφορούν χώρες με παρόμοιο εισόδημα, οργανισμούς και πείρα στην αντιμετώπιση της τρομοκρατίας.

Ένα άλλο στοιχείο που προβληματίζει είναι η χρήση τόσο πολλών και διαφορετικών δεικτών της τρομοκρατίας. Κατά διαστήματα, χρησιμοποιείται παραπάνω από ένας δείκτης στην ίδια μελέτη. Ο πιο φυσιολογικός δείκτης της τρομοκρατίας θα ήταν κάποιος που να φανερώνει τη συχνότητα των επιθέσεων – π.χ. ο αριθμός των τρομοκρατικών επιθέσεων, ο αριθμός των απωλειών σε ανθρώπινες ζωές ή κάποιος δείκτης αυτών των μεταβλητών (π.χ. ο δείκτης που χρησιμοποιήθηκε από τους Eckstein και Tsiddon, 2004). Ο αριθμός των απωλειών σε ανθρώπινες ζωές είναι προτιμότερος δείκτης από ότι ο αριθμός των τρομοκρατικών περιστατικών, εάν το ζητούμενο είναι ο συνυπολογισμός της έντασης των επιθέσεων. Η χρονική φύση (δηλαδή, καθημερινά, μηνιαία, τριμηνιαία ή ετήσια) του δείκτη των επιθέσεων εξαρτάται από τη διαθεσιμότητα δεδομένων και τους οικονομετρικούς υπολογισμούς. Δηλαδή, οι ερευνητές συχνά βασίστηκαν σε τριμηνιαία αθροίσματα για να εξαλείψουν μηδενικές ή σχεδόν μηδενικές παρατηρήσεις που θα παραβίαζαν την υποκείμενη κανονική κατανομή η οποία σχετίζεται με πολλές μεθόδους χρονολογικών σειρών. Εξαιτίας του ότι οι τεχνικές χρονολογικών σειρών απαιτούν πολλά σημεία δεδομένων, μπορούν να χρησιμοποιηθούν μηνιαίες ή ημερήσιες τιμές για να διευρύνουν τον αριθμό των παρατηρήσεων. Εάν οι μηδενικές τιμές προκαλέσουν πρόβλημα, τότε οι εκτιμήσεις μπορούν να βασιστούν σε μια διακριτή κατανομή Poisson (Enders και Sandler, 2005).

Η χρήση μιας ψευδομεταβλητής για τη μέτρηση των τρομοκρατικών επεισοδίων σε ένα συγκεκριμένο έτος συνεπάγεται την απώλεια πολλών χρήσιμων πληροφοριών. Επίσης, μια κατά κεφαλήν μέτρηση της τρομοκρατίας υποδηλώνει ότι ένα τρομοκρατικό περιστατικό σε μια χώρα με μεγάλο πληθυσμό έχει μικρότερη επιρροή από ότι σε μια χώρα με μικρότερο πληθυσμό. Στην πραγματικότητα, ο αντίκτυπος ενός τρομοκρατικού περιστατικού μεγάλης κλίμακας, όπως αυτό της 11^{ης} Σεπτεμβρίου, είναι ανεξάρτητο του μεγέθους του πληθυσμού μιας χώρας. Στην πραγματικότητα, ο αντίκτυπος των τρομοκρατικών περιστατικών, γενικά, είναι μάλλον μεγαλύτερος στις χώρες με μεγαλύτερο αριθμό πληθυσμού, γιατί τότε εκφοβίζονται περισσότερα άτομα. Η λογική πίσω από την προτυποποίηση των τρομοκρατικών περιστατικών ανάλογα με τον πληθυσμιακό αριθμό μιας χώρας δεν αναλύθηκε ποτέ πλήρως στη σχετική βιβλιογραφία. Η διαδικασία αυτή είναι ιδιαίτερος ανησυχητική για τη μελέτη των BHO (2004), επειδή οι συνέπειες της τρομοκρατίας δεν ήταν σημαντικές στα περισσότερα σύνολα χωρών έως ότου

προτυποποιήθηκαν ανάλογα με τον πληθυσμό της κάθε χώρας. Δεν δόθηκαν ποτέ εξηγήσεις για τον λόγο που συνέβηκε αυτό (Enders και Sandler, 2005). Όπως αναφέρθηκε νωρίτερα, ο δείκτης του ICRG για τις εσωτερικές συγκρούσεις δεν συλλαμβάνει πράγματι τις συνέπειες της τρομοκρατίας καθαυτές, κι έτσι δεν μπορεί να θεωρηθεί αξιόπιστο.

Κεφάλαιο 6

Συναλλαγματική ισοτιμία: Προσδιοριστικοί παράγοντες και οι επιπτώσεις της συναλλαγματικής αστάθειας

6.1 Προσδιοριστικοί παράγοντες των συναλλαγματικών ισοτιμιών

Σύμφωνα με τους Ευθύμογλου και Μπαλλά (2003) η συναλλαγματική ισοτιμία ενός νομίσματος επηρεάζεται στην πράξη από ένα μεγάλο αριθμό θεμελιωδών μακροοικονομικών μεγεθών, αλλά και από πολιτικούς παράγοντες.

Τα κυριότερα από τα μεγέθη αυτά και οι σημαντικότεροι παράγοντες που επηρεάζουν την συναλλαγματική ισοτιμία ενός νομίσματος είναι οι ακόλουθοι:

- Η κατάσταση του ισοζυγίου πληρωμών της χώρας. Αν και η σημασία ενός ελλείμματος στο ισοζύγιο πληρωμών, ως μέτρο της ασκούμενης πίεσης επί της συναλλαγματικής ισοτιμίας του νομίσματος, έχει μειωθεί σημαντικά στις περιπτώσεις των ελεύθερα διακυμαινόμενων νομισματικών ισοτιμιών, εν τούτοις ένα ελλειμματικό ισοζύγιο πληρωμών οδηγεί σε μια χειροτέρευση του νομίσματος, ενώ ένα πλεόνασμα στο ισοζύγιο πληρωμών οδηγεί σε ένα σκληρό νόμισμα.

- Ο ρυθμός οικονομικής ανάπτυξης της χώρας. Η επιδίωξη της επίτευξης ενός υψηλού ρυθμού οικονομικής ανάπτυξης απαιτεί μια σημαντική αύξηση των εισαγωγών, η οποία οδηγεί βραχυπρόθεσμα σε μια χειροτέρευση της συναλλαγματικής αξίας του εγχώριου νομίσματος.

- Η οικονομική ύφεση. Εάν επικρατούν συνθήκες μακροχρόνιας οικονομικής ύφεσης και έντονης ελλειμματικότητας του κρατικού προϋπολογισμού, τότε η συναλλαγματική αξία του νομίσματος της χώρας θα χειροτερεύσει.

- Η δημοσιονομική και νομισματική πολιτική της χώρας. Μια επεκτατική οικονομική πολιτική μπορεί να οδηγήσει σε ένα υψηλότερο ρυθμό οικονομικής ανάπτυξης και επομένως, σε μια βραχυπρόθεσμη χειροτέρευση της συναλλαγματικής αξίας του εγχώριου νομίσματος. Επίσης, ο τρόπος με τον οποίο η κεντρική τράπεζα επιδιώκει να επηρεάσει και να ελέγξει τη συνολική προσφορά του χρήματος και τα επιτόκια στην οικονομία, ασκεί επίδραση στη συναλλαγματική αξία του εγχώριου νομίσματος.

- Το ύψος των επιτοκίων. Όταν τα εγχώρια επιτόκια είναι υψηλά, τότε ξένα κεφάλαια εισάγονται στη χώρα με αποτέλεσμα να ενισχυθεί το εγχώριο νόμισμα βραχυπρόθεσμα. Όμως,

στη μακροχρόνια περίοδο τα υψηλά επιτόκια οδηγούν σε οικονομική ύφεση και σε χειροτέρευση της συναλλαγματικής αξίας του εγχώριου νομίσματος.

- Η πολιτική κατάσταση της χώρας. Εάν η πολιτική κατάσταση της χώρας χαρακτηρίζεται από συνθήκες σταθερότητας, τότε θα υπάρχει και οικονομική σταθερότητα και σταθερότητα της συναλλαγματικής αξίας του νομίσματος. Εάν όμως μια χώρα κυριαρχείται από πολιτική αστάθεια, τότε θα υπάρχει και οικονομική αστάθεια και το νόμισμα της χώρας θα είναι αδύνατο.

- Οι κυβερνητικοί έλεγχοι. Οι έλεγχοι αυτοί μπορεί να οδηγήσουν στον καθορισμό μιας μη πραγματικής συναλλαγματικής αξίας του εγχώριου νομίσματος και περιστασιακά να αποτελέσουν αιτία απότομων μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

- Η διεθνής κερδοσκοπία. Οι κερδοσκοπικές δραστηριότητες μπορεί να έχουν σημαντικές επιπτώσεις στις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Για παράδειγμα, σε μια διαφαινόμενη προσδοκία υποτίμησης ενός νομίσματος, οι κερδοσκόποι θα αρχίσουν να πωλούν το νόμισμα αυτό με σκοπό να το αγοράσουν αργότερα σε μια μικρότερη τιμή. Η ίδια αυτή κερδοσκοπική συμπεριφορά οδηγεί σε μια υπερπροσφορά του νομίσματος στις διεθνείς κεφαλαιαγορές με συνέπεια τη μείωση της συναλλαγματικής αξίας του εν λόγω νομίσματος .

6.2 Επιπτώσεις της συναλλαγματικής αστάθειας

6.2.1 Συναλλαγματική αστάθεια και άμεσες ξένες επενδύσεις

Οι πολυεθνικές επιχειρήσεις και οι άμεσες ξένες επενδύσεις (ΑΞΕ) αποτελούν σημαντικά στοιχεία του παγκόσμιου επιχειρηματικού κόσμου. Η αύξηση των ΑΞΕ έχει υπερβεί την αύξηση των εξαγωγών και έτσι έχει γίνει η κινητήρια δύναμη για την οικονομική ανάπτυξη σε πολλές χώρες. Η χώρα υποδοχής των επενδύσεων ωφελείται από τη μεταφορά της γνώσης, τον υποκινούμενο ανταγωνισμό και την αυξανόμενη παραγωγικότητα. Οι φορείς χάραξης της οικονομικής πολιτικής έχουν αναγνωρίσει την εξέχουσα θέση των εισερχόμενων ΑΞΕ δεδομένου ότι μπορούν να διαδραματίσουν έναν σημαντικό ρόλο στην προώθηση της οικονομικής ανάπτυξης.

Εξαιτίας του γεγονότος ότι η συναλλαγματική ισοτιμία έχει σημαντικές επιπτώσεις στα αναμενόμενα μελλοντικά κέρδη, η αβεβαιότητα για τη μελλοντική εξέλιξη της μπορεί να επηρεάσει σε σημαντικό βαθμό τις αποφάσεις που αφορούν τις ΑΞΕ. Από το τέλος της εποχής του Bretton Woods και των σταθερών ισοτιμιών η σημασία των συναλλαγματικών ισοτιμιών έχει

αυξηθεί από πολλές απόψεις. Οι παγκόσμιες κεφαλαιακές και εμπορικές ροές είναι υψηλά εξαρτώμενες από την αξιολόγηση των νομισμάτων και συνεπακόλουθα εκτεθειμένες στον συναλλαγματικό κίνδυνο. Η απόφαση των πολυεθνικών εταιρειών να συμμετέχουν στο διεθνές εμπόριο είναι βασισμένη εν μέρει στην τρέχουσα κατάσταση των αγορών συναλλάγματος, καθώς επίσης και στις μελλοντικές προοπτικές για τις αγορές αυτές.

Οι πραγματοποιηθείσες θεωρητικές αναλύσεις έχουν παρουσιάσει ευρέως τα αρνητικά αποτελέσματα του συναλλαγματικού κινδύνου στο μέγεθος των εξαγωγών (Chowdhury, 1993 και Pozo, 1992) και το θετικό συσχετισμό του με την αξιολόγηση και τις προσδοκίες για το νόμισμα της χώρας από την οποία προέρχεται η επένδυση. Λόγω της αυξανόμενης σημασίας των ΑΞΕ αυτή η θεωρητική προσέγγιση έχει επεκταθεί τα τελευταία χρόνια στις άμεσες επενδύσεις. Ερωτήματα όπως, αν μπορεί η μεταβλητότητα των συναλλαγματικών ισοτιμιών να επιδράσει στον προσδιορισμό και στον επαναπροσδιορισμό των αποφάσεων των πολυεθνικών εταιρειών ή αν μπορούν οι συναλλαγματικές ισοτιμίες και οι προσδοκίες επί των συναλλαγματικών ισοτιμιών να επηρεάσουν την πολυεθνική δραστηριότητα έχουν απασχολήσει τη επιστημονική κοινότητα σε μεγάλο βαθμό. Σε έναν κόσμο τέλειων κεφαλαιαγορών, το επίπεδο της συναλλαγματικής ισοτιμίας θα αναμενόταν να μην παρουσιάσει οποιαδήποτε επίδραση στις αποφάσεις για ΑΞΕ. Ένας μεγάλος αριθμός θεωριών ωστόσο αντιτίθεται σε αυτή την υπόθεση.

Οι θεωρητικές αναλύσεις για την επίδραση της αβεβαιότητας της συναλλαγματικής ισοτιμίας στις ΑΞΕ ποικίλλουν. Μεταξύ άλλων, οι Capel (1992), Campa (1993) και Rivoli and Salorio (1996) εξηγούν την αρνητική σχέση που υπάρχει μεταξύ της αβεβαιότητας των συναλλαγματικών ισοτιμιών και των ΑΞΕ. Από την άλλη πλευρά, υπάρχει μια ομάδα ερευνητών, όπως ο Itagaki (1981), που υποστηρίζουν πως υφίσταται θετική συσχέτιση μεταξύ της συναλλαγματικής αβεβαιότητας και του μεγέθους των ΑΞΕ.

Ομοίως με τις θεωρητικές προβλέψεις για την επίδραση του επιπέδου συναλλαγματικής ισοτιμίας στις ΑΞΕ, η υπάρχουσα βιβλιογραφία παρέχει και πάλι διφορούμενα αποτελέσματα. Στις περιπτώσεις των ατελών κεφαλαιαγορών, οι Froot και Stein (1991) συνδέουν τη συναλλαγματική ισοτιμία και τον πλούτο με τις ΑΞΕ. Στη θεωρία τους οι ΑΞΕ συσχετίζονται θετικά με μια υποτίμηση του νομίσματος της υποδεχόμενης της επένδυσης χώρας. Στο ίδιο συμπέρασμα συνηγορεί και ο Blonigen (1997), ο οποίος αποδεικνύει πως μια πραγματική υποτίμηση του νομίσματος της χώρας υποδοχής της επένδυσης μπορεί να συντελέσει στην αύξηση του μεγέθους των ΑΞΕ στη χώρα αυτή. Ο Cushman (1985, 1988), από την άλλη πλευρά, παρουσιάζει διφορούμενες θεωρητικές προσεγγίσεις για την επίδραση του επιπέδου της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας στις αποφάσεις για ΑΞΕ, ανάλογα με τη χώρα όπου το αγαθό παράγεται και τη χώρα όπου το τελικό αγαθό πωλείται. Σύμφωνα με την άποψη των

Froot και Stein (1991) ο Blonigen (1997) υποστηρίζει πως υπάρχει κυρίως μια θετική επίδραση στο μέγεθος των ΑΞΕ προερχόμενη από την πραγματική υποτίμηση του νομίσματος των χωρών υποδοχής επενδύσεων. Επιπλέον, διαμορφώνει τις προσδοκίες για τη μελλοντική εξέλιξη της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας και οδηγείται σε μεικτά αποτελέσματα. Αντίθετα, η θεωρία του Campa (1993), προβλέπει μια αρνητική σχέση μεταξύ της αξιολόγησης του νομίσματος από την χώρα που προέρχεται η επένδυση και των συναλλαγών ΑΞΕ στη χώρα υποδοχής.

Τα συμπεράσματα εμπειρικών μελετών για την επίδραση τόσο της αβεβαιότητας όσο και του επιπέδου της συναλλαγματικής ισοτιμίας στις ΑΞΕ παρουσιάζουν επίσης μεγάλη ποικιλία. Τα εμπειρικά αποτελέσματα που συνηγορούν στον θετικό αντίκτυπο της αβεβαιότητας της συναλλαγματικής ισοτιμίας στις ΑΞΕ παρουσιάζονται στις μελέτες των Cushman (1985, 1988), Goldberg et al (1995). Μελέτες που παρουσιάζουν μια αρνητική συσχέτιση μεταξύ του συναλλαγματικού κινδύνου και των ΑΞΕ προέρχονται από τους Campa (1993), Urata και Kawai (2000), και Kiyota και Urata (2004). Οι Görg και Wakelin (2002) αντίθετα δεν βρήκαν καμία σημαντική σχέση μεταξύ της αβεβαιότητας της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των ΑΞΕ. Οι Froot και Stein (1991), Cushman (1985) και Blonigen (1997) επιβεβαιώνουν τις θεωρητικές προβλέψεις τους περί θετικού συσχετισμού μεταξύ της υποτίμησης του νομίσματος των χωρών υποδοχής των επενδύσεων και του μεγέθους των ΑΞΕ στις εμπειρικές αναλύσεις τους, ενώ ο Campa (1993) αποδεικνύει μια αρνητική σχέση μεταξύ της υποτίμησης του νομίσματος και των ΑΞΕ. Ο Ito (2000) αποδεικνύει επίσης μια θετική επίδραση της υποτίμησης του δολαρίου στις εισροές ΑΞΕ στις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής. Εντούτοις, διάφορες μελέτες, συμπεριλαμβανομένης και των Pain και Van Welsum (2003) δεν είναι ικανές να προσδιορίσουν μια στατιστικά σημαντική επίδραση της αξιολόγησης του νομίσματος στις ΑΞΕ.

Υπάρχουν δύο τουλάχιστον λόγοι για τα διαφορούμενα αποτελέσματα σχετικά με την ασάφεια στις επιδράσεις της αβεβαιότητας της συναλλαγματικής ισοτιμίας στις ΑΞΕ. Ένας πιθανός λόγος είναι το πρόβλημα συνάθροισης. Στις περισσότερες εμπειρικές μελέτες χρησιμοποιήθηκαν συνολικά εθνικά δεδομένα χωρίς εξειδίκευση στον τομέα της βιομηχανίας. Δεδομένου ότι μελέτες των Froot και Stein (1991) και Sazanami et al (2001) αποδεικνύουν διαφορετικές επιδράσεις της συναλλαγματικής ισοτιμίας στις ΑΞΕ μεταξύ των βιομηχανιών, η ανάλυση των συνολικών εθνικών στοιχείων μπορεί να οδηγήσει στα διαφορούμενα αποτελέσματα επειδή τέτοια ανάλυση καλύπτει τις πιθανές επιδράσεις της αστάθειας της συναλλαγματικής ισοτιμίας μεταξύ των βιομηχανιών.

Ένας άλλος πιθανός λόγος είναι η έλλειψη επαρκούς επεξεργασίας της μεταβλητότητας της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Πρόσφατες μελέτες τείνουν να αποδώσουν τις μεταβολές της

πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας στις αποτυχίες της καθιέρωσης του νόμου μιας τιμής⁴ (Engel, 1996). Διαπιστώθηκε ότι η απόσταση και τα σύνορα διαδραμάτισαν σημαντικό ρόλο σε αυτή την αποτυχία. Αυτά τα συμπεράσματα καταδεικνύουν την ανάγκη ενσωμάτωσης της απόστασης και των επιπτώσεων ύπαρξης συνόρων στην ανάλυση της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

6.2.2 Συναλλαγματική αστάθεια και εξαγωγές

Ένας μεγάλος αριθμός πρόσφατων μελετών εστιάζει στις επιπτώσεις της αστάθειας της συναλλαγματικής ισοτιμίας στον τομέα των εξαγωγών. Για παράδειγμα, οι Arize et al (2004) ερευνούν τον αντίκτυπο της συναλλαγματικής αστάθειας στις ροές εξαγωγών οκτώ χωρών της λατινικής Αμερικής κατά τη διάρκεια της περιόδου 1973-1997. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι αυξήσεις της μεταβλητότητας της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας έχουν ένα σημαντικό αρνητικό αποτέλεσμα στη ζήτηση των εξαγωγών τόσο σε βραχυπρόθεσμο όσο και σε μακροπρόθεσμο επίπεδο. Οι μακροπρόθεσμες ελαστικότητες κυμαίνονται από το χαμηλό 0.10 στη Δομινικανή Δημοκρατία ως το πολύ υψηλό 0.69 στη Βενεζουέλα, που υποδηλώνει ότι η αστάθεια των συναλλαγματικών ισοτιμιών ασκεί μια σημαντική αρνητική επίδραση στην ένταση των εξαγωγών.

Οι Cameron et al (2005) διερεύνησαν τα αποτελέσματα της μεταβλητότητας της συναλλαγματικής ισοτιμίας στις εξαγωγές ψαριών της Ουγκάντας. Τα εμπειρικά αποτελέσματα οδηγούν στο συμπέρασμα πως οι εξαγωγές ψαριών της Ουγκάντας είναι σημαντικά αρνητικά συσχετισμένες με το ύψος της αστάθειας της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Ομοίως, ο Vergil (2003) ερευνά τον αντίκτυπο της συναλλαγματικής αστάθειας στις ροές εξαγωγής της Τουρκίας προς τις Ηνωμένες Πολιτείες και τρεις σημαντικούς εμπορικούς εταίρους της στην Ευρωπαϊκή Ένωση για την περίοδο 1990 - 2000. Η αστάθειας της συναλλαγματικής ισοτιμίας είχε αρνητικό αποτέλεσμα για όλες τις χώρες και μάλιστα στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 1% για τη Γαλλία και τη Γερμανία και σε επίπεδο 10% για τις ΗΠΑ. Τα αποτελέσματα παρέχουν επαρκή στοιχεία απόδειξης ότι η αστάθεια της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας έχει μια σημαντική μακροπρόθεσμη επίδραση στις πραγματικές εξαγωγές. Επίσης, ο Frey (2005) βρίσκει στατιστικά σημαντικούς αρνητικούς συντελεστές για το μέτρο αβεβαιότητας της συναλλαγματικής ισοτιμίας στην περίπτωση του Καναδά, του Ηνωμένου Βασιλείου και των Ηνωμένων Πολιτειών. Στην

⁴ Ο νόμος μιας τιμής είναι ένας οικονομικός νόμος σύμφωνα με τον οποίο σε μια αποδοτική αγορά όλα τα αγαθά πρέπει να έχουν μόνο μία τιμή. Βασίζεται στην ιδέα πως όλοι οι πωλητές θα συγκεντρωθούν στην υψηλότερη επικρατούσα τιμή και οι αγοραστές στη χαμηλότερη τρέχουσα τιμή αγοράς.

περίπτωση των εξαγωγών καναδικού χοιρινού κρέατος και ζωντανών χοίρων, ο Fabiosa (2002) διαπιστώνει και πάλι ότι η αστάθεια της συναλλαγματικής ισοτιμίας ασκεί αρνητική επίδραση.

Κεφάλαιο 7

Περιγραφή δεδομένων και μεθοδολογία

7.1 Περιγραφή δεδομένων

Για τους σκοπούς της έρευνας που ακολουθεί, οι καθημερινές συναλλαγματικές ισοτιμίες της δραχμής έναντι του αμερικανικού δολαρίου έχουν αντληθεί από τη βάση δεδομένων OANDA της ιστοσελίδας <http://www.oanda.com/currency/historical-rates> ενώ οι εξεταζόμενες ισοτιμίες που αφορούν την αγγλική λίρα έχουν αντληθεί από τη βάση δεδομένων PACIFIC exchange της ιστοσελίδας <http://fx.sauder.ubc.ca/>. Για κάθε εξεταζόμενο τρομοκρατικό χτύπημα το δείγμα καλύπτει μια περίοδο 500 εμπορικών ημερών, 250 εμπορικές ημέρες πριν και 250 εμπορικές ημέρες μετά την πραγματοποίηση του χτυπήματος. Παράλληλα, η επιλογή των τρομοκρατικών ενεργειών έγινε με τη βοήθεια της βάσης δεδομένων Global Terrorism Database, η οποία είναι διαθέσιμη στην ιστοσελίδα <http://www.start.umd.edu/gtd/>.

7.2 Μεθοδολογία

Στο παρόν σύγγραμμα η μεθοδολογία αποτελείται από δύο μέρη. Στο πρώτο μέρος, με τη χρήση της event study μεθοδολογίας γίνεται μια προσπάθεια να εξεταστεί η επίδραση πέντε συγκεκριμένων τρομοκρατικών χτυπημάτων στην συναλλαγματική ισοτιμία των νομισμάτων των χωρών της Ελλάδας και της Μεγάλης Βρετανίας έναντι του αμερικανικού δολαρίου. Πέραν τούτου, στην προσπάθεια ελέγχου πιθανών επιπτώσεων στην συναλλαγματική απόδοση προερχόμενη από διεθνούς μορφή τρομοκρατική ενέργεια σε παγκόσμιο επίπεδο, εξετάζεται η αντίδραση της συναλλαγματικής ισοτιμίας της αγγλικής λίρας έναντι νομισμάτων από όλες τις ηπείρους μετά το χτύπημα της Al Qaeda στο Λονδίνο στις 7 Ιουλίου του 2005. Ειδικότερα, εκτός από την ισοτιμία αγγλικής λίρας – αμερικανικού δολαρίου, εξετάζονται οι συναλλαγματικές ισοτιμίες αγγλικής λίρας – ευρώ, αγγλικής λίρας – αυστραλιανού δολαρίου, αγγλικής λίρας – ιαπωνικού γιεν και αγγλικής λίρας – ραντ Νοτίου Αφρικής. Επιπρόσθετα, χρησιμοποιώντας EGARCH υποδείγματα εξετάζονται οι επιπτώσεις των τρομοκρατικών χτυπημάτων στη μεταβλητότητα της διακύμανσης των αποδόσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

7.2.1 Event study μεθοδολογία

Η χρήση της εν λόγω μεθοδολογίας συνίσταται στη μέτρηση του αντίκτυπου ενός συγκεκριμένου γεγονότος σε ένα οικονομικό μέγεθος. Η χρησιμότητα της προκύπτει από το γεγονός ότι, δεδομένης της ορθολογικότητας που υπάρχει στην αγορά, οι επιπτώσεις ενός γεγονότος απεικονίζονται άμεσα στην αξία του αξιολογούμενου οικονομικού μεγέθους (Schwert, 1981). Βασίζεται στην υπόθεση της αποδοτικής αγοράς, σύμφωνα με την οποία όταν γίνεται διαθέσιμη νέα πληροφόρηση, αυτή λαμβάνεται πλήρως υπόψη από τους επενδυτές επανααξιολογώντας την παρούσα και μελλοντική συμπεριφορά τους (Fama et al., 1969). Οι επενδυτές αξιολογούν αμέσως τα νέα δεδομένα και τη δυνατότητα αντίστασης της οικονομίας σε οικονομικές, περιβαλλοντικές, πολιτικές, κοινωνικές και δημογραφικές αλλαγές που προκλήθηκαν από ένα γεγονός.

Η event study μεθοδολογία βρίσκει εφαρμογή σε διάφορους τομείς όπως η λογιστική, η οικονομική και η νομική έρευνα. Ορισμένα παραδείγματα αποτελούν οι περιπτώσεις εξαγορών και συγχωνεύσεων, οι ανακοινώσεις αυξήσεων αποδοχών καθώς και οι δημοσιεύσεις μακροοικονομικών μεγεθών όπως το εμπορικό έλλειμμα.

Πρώτο βήμα στη διαδικασία της συγκεκριμένης μεθοδολογίας αποτελεί ο προσδιορισμός του γεγονότος, οι επιπτώσεις του οποίου εξετάζονται, καθώς επίσης και ο καθορισμός της χρονικής περιόδου (event window) στην οποία θα βασιστεί η ανάλυση. Είναι σύνηθες η χρονική περίοδος εξέτασης να είναι μεγαλύτερη της περιόδου πραγματοποίησης του γεγονότος, κάτι που προϋποθέτει αυστηρή εξέταση των περιόδων πριν και μετά το γεγονός που ενδιαφέρει.

Ακολουθεί ο καθορισμός των απαραίτητων κριτηρίων για την επιλογή των υπό εξέταση μεγεθών που θα συμπεριληφθούν στη μελέτη. Εξαιτίας των περιορισμών που μπορεί να υπάρξουν, σ' αυτό το στάδιο είναι απαραίτητο να γίνει μια σύνοψη των χαρακτηριστικών που πρέπει να ικανοποιεί ένα μέγεθος για να εισαχθεί στη μελέτη. Για παράδειγμα, στην περίπτωση αξιολόγησης του αντίκτυπου ενός τρομοκρατικού χτυπήματος στην κεφαλαιαγορά θα πρέπει να καθοριστούν ποιοί χρηματιστηριακοί δείκτες θα χρησιμοποιηθούν.

Σημαντικό μέρος της μεθοδολογίας αποτελεί η μέτρηση των μη κανονικών αποδόσεων (abnormal returns). Ως μη κανονική απόδοση ορίζεται η πραγματοποιηθείσα απόδοση του υπό εξέταση μεγέθους μείον την κανονική απόδοση, δηλαδή την απόδοση που αναμενόταν χωρίς να λαμβάνεται υπόψη το γεγονός. Για παράδειγμα, για μια επιχείρηση i και ημερομηνία πραγματοποίησης του γεγονότος t η μη κανονική απόδοση θα είναι:

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it}|X_t) \quad (5)$$

όπου AR_{it} , R_{it} και $E(R_{it}|X_t)$ είναι η μη κανονική, η πραγματοποιηθείσα και η κανονική απόδοση αντίστοιχα ενώ X_t είναι η υπό συνθήκη πληροφόρηση για το μοντέλο κανονικής απόδοσης.

Κρίνεται σκόπιμο λοιπόν να εκτιμηθεί η κανονική απόδοση του μεγέθους που εξετάζεται θεωρώντας πως δεν έχει πραγματοποιηθεί το γεγονός. Η πιο συνήθης επιλογή, όταν αυτό είναι εφικτό, είναι η εκτίμηση της κανονικής απόδοσης χρησιμοποιώντας στοιχεία της περιόδου πριν την πραγματοποίηση του γεγονότος (estimation window). Σ' αυτό το σημείο πρέπει να τονιστεί ότι αποφεύγεται το φαινόμενο κατά το οποίο η περίοδος πραγματοποίησης του γεγονότος συμπεριλαμβάνεται στην επιλεγείσα περίοδο εκτίμησης της κανονικής απόδοσης, έτσι ώστε να αποτραπεί η επιρροή του γεγονότος στην εκτίμηση της κανονικής απόδοσης.

Έχοντας υπολογίσει την περίοδο εκτίμησης και την κανονική απόδοση καθίσταται δυνατή η μέτρηση της μη κανονικής απόδοσης. Απομένει μόνο ο σχεδιασμός του πλαισίου έρευνας των μη κανονικών αποδόσεων αλλά και η παρουσίαση των εμπειρικών αποτελεσμάτων για να ολοκληρωθεί η διαδικασία της event study μεθοδολογίας.

Η προσπάθεια που γίνεται στην παρούσα εργασία με τη χρήση της event study μεθοδολογίας είναι ο προσδιορισμός των πιθανών μη κανονικών αποδόσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών που οφείλονται σε τρομοκρατικές ενέργειες. Στην περίπτωση που ένα τρομοκρατικό χτύπημα έχει αρνητικό αντίκτυπο στην νομισματική ισοτιμία της χώρας που εξετάζεται θα αναμενόταν αρνητικές μη κανονικές αποδόσεις ενώ το αντίθετο θα αναμενόταν στην περίπτωση θετικού αντίκτυπου.

Οι ημερήσιες μη κανονικές αποδόσεις υπολογίζονται χρησιμοποιώντας μια διαδικασία αριθμητικού μέσου:

$$AR_{jt} = R_{jt} - \bar{R}_j \quad (6)$$

όπου AR_{jt} είναι η μη κανονική απόδοση της συναλλαγματικής ισοτιμίας j σε χρόνο t , R_{jt} είναι η πραγματική απόδοση της συναλλαγματικής ισοτιμίας j σε χρόνο t και \bar{R}_j είναι η μέση τιμή των ημερήσιων αποδόσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών στην (-30,-11) περίοδο εκτίμησης και υπολογίζεται ως εξής:

$$\bar{R}_j = \frac{1}{20} \sum_{t=-30}^{t=-11} R_{jt} \quad (7)$$

Ακολουθώντας τους Chen and Siems (2004), το τρομοκρατικό χτύπημα θεωρείται ότι πραγματοποιείται τη χρονική στιγμή $t=0$ ενώ η περίοδος εκτίμησης της μέσης τιμής των αποδόσεων είναι η περίοδος από $t=-30$ έως $t=-11$. Παράλληλα, εκτός από την αξιολόγηση της συμπεριφοράς της συναλλαγματικής ισοτιμίας την ημέρα πραγματοποίησης του τρομοκρατικού χτυπήματος ($t=0$), εξετάζονται δύο επιμέρους χρονικές στιγμές, πέντε ($t=5$) και δέκα ($t=10$) ημέρες μετά το τρομοκρατικό χτύπημα, υπολογίζοντας τους αθροιστικούς μέσους μη κανονικών αποδόσεων (cumulative average abnormal returns, CARs). Αυτοί υπολογίζονται με τη χρήση της παρακάτω εξίσωσης:

$$CAR_{jt} = \sum_{t=T_1}^{T_2} AR_{jt} \quad (8)$$

όπου T_1 είναι η ημέρα πραγματοποίησης του χτυπήματος ενώ T_2 ενώ είναι οι επιμέρους χρονικές στιγμές των πέντε και δέκα ημερών μετά το χτύπημα αντίστοιχα.

7.2.2 Χρονική μεταβλητότητα της διακύμανσης

Η χρησιμοποιηθείσα μεθοδολογία βασίζεται σε υψηλής συχνότητας –καθημερινά- δεδομένα της αγοράς συναλλάγματος, η διακύμανση των οποίων εξαρτάται από τον παράγοντα χρόνο. Όπως είναι γνωστό, η χρονική εξάρτηση της διακύμανσης παραβιάζει μία από τις βασικές υποθέσεις του θεωρήματος των Gauss-Markov για τις γραμμικές εξισώσεις καθιστώντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων αναποτελεσματική, καθώς οι εκτιμητές των πληθυσμιακών παραμέτρων δεν παρουσιάζουν την ελάχιστη διακύμανση ανάμεσα στους διάφορους γραμμικούς εκτιμητές. Γι' αυτό το λόγο πρέπει να χρησιμοποιηθεί ένα οικονομετρικό μοντέλο στο οποίο η διακύμανση της εξαρτημένης μεταβλητής θα δείχνει συνέπεια στη χρονική της εξάρτηση και σε σημαντικές επεξηγηματικές μεταβλητές. Η πιο διαδεδομένη μέθοδος που χρησιμοποιείται για έναν τέτοιο σκοπό στη βιβλιογραφία είναι η GARCH μοντελοποίηση (Bollerslev, 1986). Σύμφωνα με αυτά τα μοντέλα, η μεταβλητότητα της διακύμανσης των χρονολογικών σειρών κινείται σε συστάδες και συνήθως περίοδοι υψηλής μεταβλητότητας ακολουθούνται από περιόδους χαμηλής μεταβλητότητας. Πάραυτα, η χρήση ενός GARCH υποδείγματος για την πρόβλεψη της μεταβλητότητας των συναλλαγματικών αποδόσεων δε κρίνεται ως η πλέον ενδεδειγμένη, καθώς προϋποθέτει συμμετρία της υπό συνθήκη διακύμανσης. Αυτό το πρόβλημα εξαλείφεται στην EGARCH μοντελοποίηση, όπου η συμμετρία της διακύμανσης δεν αποτελεί

πανάκεια αλλά επιτρέπεται θετικά ή αρνητικά shocks να έχουν διαφορετικά αποτελέσματα. Εκτός αυτού, το GARCH μοντέλο μειονεκτεί έναντι του EGARCH μοντέλου εξαιτίας του γεγονότος ότι στο δεύτερο πραγματοποιείται λογαριθμική κατασκευή της εξίσωσης της διακύμανσης, κάτι που επιβεβαιώνει πως η εκτιμηθείσα διακύμανση είναι αυστηρά θετική κι έτσι οι περιορισμοί περί μη αρνητικότητας του GARCH μοντέλου δεν είναι απαραίτητοι.

Έτσι, στο παρόν σύγγραμμα η εκτίμηση των μέσων αποδόσεων και της διακύμανσης γίνεται μέσω των παρακάτω συναρτήσεων:

$$R_{j,t} = c_0 + c_1 * d_t + \varepsilon_{tj} \quad (9)$$

$$h_{j,t} = \omega + \alpha * \left[\frac{|\varepsilon_{j,t-1}| - \sqrt{2/\pi}}{\sqrt{h_{j,t-1}}} \right] + \beta * \log(h_{j,t-1}) + \gamma * \frac{\varepsilon_{j,t-1}}{\sqrt{h_{j,t-1}}} + \lambda * d_t \quad (10)$$

όπου $R_{j,t}$ είναι η ημερήσια απόδοση της συναλλαγματικής ισοτιμίας j τη στιγμή t , d_t είναι μια dummy μεταβλητή που παίρνει την τιμή 1 για τρεις ημέρες μετά την πραγματοποίηση του τρομοκρατικού χτυπήματος (συμπεριλαμβανομένης της ημέρας του χτυπήματος) και ε_{tj} είναι ο διαταρακτικός όρος με μέσο μηδέν και διακύμανση $h_{j,t}$. Όπως γίνεται αντιληπτό, χρησιμοποιείται ένα EGARCH(1,1) μοντέλο εισάγοντας μία dummy μεταβλητή με σκοπό να μετρηθεί οποιοδήποτε θετικό αποτέλεσμα του τρομοκρατικού χτυπήματος στη μεταβλητότητα της διακύμανσης. Αν βρεθούν $c_1 < 0$, $\lambda > 0$ και παράλληλα είναι στατιστικά σημαντικοί, τότε μπορούμε να οδηγηθούμε στο συμπέρασμα ότι τα τρομοκρατικά χτυπήματα έχουν θετικό αντίκτυπο στην μεταβλητότητα της διακύμανσης και αρνητικό στο μέσο των αποδόσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Τέλος, εκτιμάται ξανά το EGARCH(1,1) μοντέλο χωρίς την dummy μεταβλητή επανεξετάζοντας τις παραμέτρους α , β .

Κεφάλαιο 8

Ανάλυση και εμπειρικά αποτελέσματα

Στην ανάλυση που ακολουθεί παρουσιάζονται τα εμπειρικά αποτελέσματα ανά τρομοκρατικό χτύπημα σε κάθε χώρα. Αρχικά παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της event study μεθοδολογίας σχετικά με τις μη κανονικές αποδόσεις τις χρονικές στιγμές $t=0$, $t=5$ και $t=10$, όπως επίσης παρουσιάζονται οι εμπορικές ημέρες που χρειάστηκε η συναλλαγματική ισοτιμία για να επανέλθει σε επίπεδα που υπήρχαν πριν το τρομοκρατικό χτύπημα. Στη συνέχεια εξετάζεται η μεταβλητότητα της διακύμανσης με τη χρήση EGARCH μοντέλων. Αφού εξεταστεί η στασιμότητα των αποδόσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών, πραγματοποιούνται στατιστικοί έλεγχοι για τον εντοπισμό προβλημάτων αυτοσυσχέτισης και ARCH EFFECT ενώ παρατίθενται στοιχεία σχετικά με την κανονικότητα του υποδείγματος. Έπεται η ανάλυση των αποτελεσμάτων των EGARCH μοντέλων και η γραφική παρουσίαση της διακύμανσης των συναλλαγματικών αποδόσεων συγκρίνοντας την κατάσταση πριν και μετά το εκάστοτε τρομοκρατικό χτύπημα.

8.1 ΕΛΛΑΔΑ

8.1.1 19/04/1991

Πρώτο τρομοκρατικό χτύπημα που εξετάζεται για την περίπτωση της Ελλάδας είναι η πρόωρη έκρηξη βόμβας στα γραφεία της εταιρείας Air courier service στις 19 Απριλίου 1991 στην Πάτρα με δράστη έναν παλαιστίνιο, ο οποίος είχε σαν στόχο το βρετανικό προξενείο της πόλης. Τραγικό αποτέλεσμα αυτής της δράσης ήταν ο θάνατος επτά ανθρώπων και ο τραυματισμός άλλων 6. Ο πίνακας 1 παρουσιάζει τις μη κανονικές αποδόσεις, τη στατιστική σημαντικότητα αυτών καθώς και τις εμπορικές ημέρες που χρειάστηκε η δραχμή για να επανακάμψει έναντι του αμερικανικού δολαρίου και να βρεθεί σε επίπεδα πριν το τρομοκρατικό χτύπημα.

Πίνακας 1: Μέσοι μη κανονικών αποδόσεων μετά το χτύπημα της 19^{ης} Απριλίου 1991

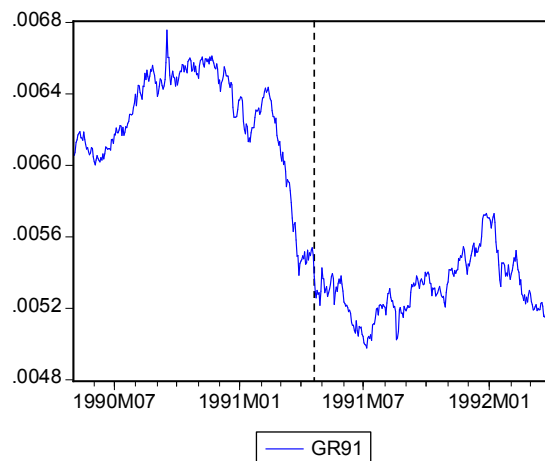
| Ημ/νία χτυπήματος | Event-day AR | | 6-day CAR | | 11-day CAR | | Days to rebound ^a |
|-------------------|--------------|---------|-----------|---------|------------|----------|------------------------------|
| 19-Απρ-91 | -1,75% | (-1,82) | -1,04% | (-1,08) | 2,78% | (-2.89)* | 155 |

Σημείωση: Μέσα σε παρένθεση βρίσκονται οι τιμές t-statsites, το ^a απεικονίζει τον αριθμό των ημερών που χρειάστηκαν για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα πριν το χτύπημα, το * είναι ενδεικτικό ύπαρξης στατιστικής σημαντικότητας σε επίπεδο 5%

Η συναλλαγματική ισοτιμία δείχνει να επηρεάζεται αρνητικά στην περίοδο από τη στιγμή του χτυπήματος ($t=0$) μέχρι και την πέμπτη ημέρα ($t=5$) μετά το χτύπημα, ωστόσο από την έκτη ημέρα και μετά ανακάμπτει φτάνοντας σε σημείο τη δέκατη ημέρα ($t=10$) να ξεπερνάει την κανονική απόδοση κατά 2,78%.

Εντύπωση προκαλεί το χρονικό διάστημα που χρειάστηκε η ισοτιμία για να επανέλθει σε επίπεδα πριν το χτύπημα. Ωστόσο, η πορεία μιας συναλλαγματικής ισοτιμίας, πέραν απρόσμενων γεγονότων όπως τα τρομοκρατικά χτυπήματα, εξαρτάται από μια σειρά παραγόντων που έχουν αναλυθεί προηγουμένως. Το γράφημα που ακολουθεί (Διάγραμμα 1) παρουσιάζει την πορεία της δραχμής έναντι του δολαρίου σε μια περίοδο περίπου δύο ετών. Γίνεται εύκολα αντιληπτό ότι η πτωτική τάση της δραχμής έχει ξεκινήσει πολύ πριν το χτύπημα της 19^{ης} Απριλίου και οφείλεται σε παράγοντες που δεν έχουν να κάνουν με την τρομοκρατία.

Διάγραμμα 1: Γραφική παράσταση της πορείας της δραχμής έναντι του αμερικανικού δολαρίου την περίοδο Μάιος 90 – Απρίλιος 92



Έχοντας παρουσιάσει τα αποτελέσματα της event study μεθοδολογίας η ανάλυση συνεχίζεται με την παρουσίαση των αποτελεσμάτων του EGARCH(1,1) υποδείγματος. Ο πίνακας 2 δείχνει τα αποτελέσματα του επαυξημένου ελέγχου Dickey-Fuller αποδεικνύοντας την ύπαρξη στασιμότητας στην χρονολογική σειρά των αποδόσεων της δραχμής έναντι του δολαρίου σε επίπεδα.

Πίνακας 2: Έλεγχος στασιμότητας με το επαυξημένο Dickey-Fuller test για τη σειρά της απόδοσης δραχμής- δολαρίου (Μάιος 90-Απρίλιος 92)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -22.10486 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.443202 | |
| 5% level | -2.867101 | |
| 10% level | -2.569793 | |

Συνεχίζοντας την ανάλυση, ο πίνακας 3 δείχνει τα αποτελέσματα κάποιων διαγνωστικών ελέγχων επί των καταλοίπων της εξίσωσης 9. Η στήλη 1 παρουσιάζει την Durbin-Watson στατιστική, η οποία είναι ενδεικτική για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης ή όχι, οι στήλες 2 και 3 παρουσιάζουν τα αποτελέσματα του Arch test για μία και δώδεκα υστερήσεις αντίστοιχα, ενώ οι στήλες 4, 5 και 6 παρέχουν πληροφόρηση σχετικά την κανονικότητα του υποδείγματος.

Πίνακας 3: Διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων της εξίσωσης 9 για τη σειρά της απόδοσης δραχμής- δολαρίου (Μάιος 90-Απρίλιος 92)

| Ημ/μία χτυπήματος | DW | p-value ARCH(1) | p-value ARCH(12) | Skewness | Kurtosis | p-value J-B test |
|-------------------|------|-----------------|------------------|----------|----------|------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 19-Απρ-91 | 2.02 | 0.13 | 0.33 | -0.20 | 4.41 | 0.00 |

Από τα αποτελέσματα γίνεται αντιληπτή η απουσία αυτοσυσχέτισης και αποτελέσματος ARCH όπως και η έλλειψη κανονικότητας.

Ακολουθεί η εκτίμηση των εξισώσεων 9 και 10 με σκοπό τη μοντελοποίηση της μεταβλητότητας της διακύμανσης. Στον ακόλουθο πίνακα 4, παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του EGARCH(1,1) μοντέλου με και χωρίς την dummy μεταβλητή στο μοντέλο της διακύμανσης.

Πίνακας 4: Conditional Volatility – Τα αποτελέσματα του χτυπήματος της 19^{ης} Απριλίου 1991

| | The conditional mean model | | The conditional variance model | | | | |
|------------------------------------|----------------------------|----------------|--------------------------------|-------|-------|--------|------|
| | C ₀ | C ₁ | ω | α | β | γ | λ |
| 19-Απρ-91 | 0.00 | -0.01* | -0.86* | 0.10* | 0.92* | -0.07* | 0.47 |
| >> χωρίς την dummy στο EGARCH(1,1) | 0.00 | -0.01* | -1.07* | 0.14* | 0.90* | -0.08* | - |

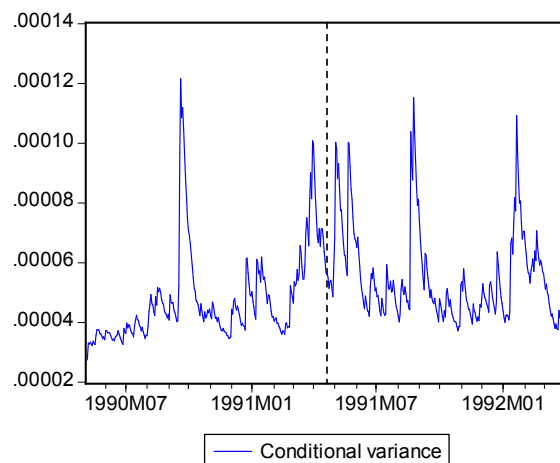
*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%, ** Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 10%

Ο συντελεστής ασυμμετρίας (ω) είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός αποδεικνύοντας πως η διακύμανση αυξάνεται κυρίως μετά από αρνητικά κατάλοιπα παρά από θετικά (leverage effect). Παράλληλα, ο συντελεστής γ είναι αρκετά μεγάλος κάτι που σημαίνει πως η διακύμανση

κινείται αργά με το πέρασμα του χρόνου ενώ από τον συντελεστή της διακύμανσης με υστέρηση (β) εξάγεται το συμπέρασμα πως το 92% και το 90% αντίστοιχα της διακύμανσης της περασμένης περιόδου μεταφέρεται και στην επόμενη περίοδο. Εξετάζοντας τον συντελεστή c_1 , είναι ορατή η αρνητική συσχέτιση του μέσου αποδόσεων και του τρομοκρατικού χτυπήματος καθώς $c_1 < 0$ ενώ παράλληλα είναι στατιστικά σημαντικός. Από την άλλη πλευρά, ο συντελεστής λ εμφανίζεται θετικός, ωστόσο οριακά μη στατιστικά σημαντικός καταδεικνύοντας πως η διακύμανση δεν επηρεάζεται σημαντικά από την πραγματοποίηση του χτυπήματος της 19^{ης} Απριλίου του 1991.

Η γραφική παράσταση που ακολουθεί (Διάγραμμα 2) απεικονίζει την πορεία της διακύμανσης της εξεταζόμενης σειράς πριν και μετά το τρομοκρατικό χτύπημα της 19^{ης} Απριλίου του 1991.

Διάγραμμα 2: Γραφική παράσταση της διακύμανσης για το χτύπημα της 19^{ης} Απριλίου 1991



Διαγραμματικά γίνεται αντιληπτό πως υπάρχει μια αύξηση της διακύμανσης για ένα περίπου μήνα μετά την πραγματοποίηση του τρομοκρατικού χτυπήματος.

8.1.2 14/07/1992

Το επόμενο υπό εξέταση τρομοκρατικό χτύπημα συνέβη στις 14 Ιουλίου του 1992 από την οργάνωση 17 Νοέμβρη. Η τρομοκρατική οργάνωση επιχείρησε τη δολοφονία του τότε υπουργού οικονομικών Γιάννη Παλαιοκρασά, ωστόσο η ρουκέτα που εκτοξεύτηκε εναντίον του δε βρήκε το στόχο της, αλλά από λάθος τραυμάτισε έξι διερχόμενα άτομα, εκ των οποίων τον Θάνο Αξαργλιάν θανάσιμα.

Από τα αποτελέσματα της event study μεθοδολογίας (Πίνακας 5) περί των μη κανονικών αποδόσεων φαίνεται ότι η συναλλαγματική ισοτιμία δραχμής-δολαρίου επηρεάζεται αρνητικά από το χτύπημα, καθώς παρατηρούνται αρνητικά AR και CARs με τους αθροιστικούς μέσους μάλιστα να επιδεικνύουν στατιστική σημαντικότητα στο επίπεδο του 5% ενώ χρειάστηκαν 4 ημέρες για την ανάκαμψη της ισοτιμίας σε προ χτυπήματος επίπεδα.

Πίνακας 5: Μέσοι μη κανονικών αποδόσεων μετά το χτύπημα της 14^{ης} Ιουλίου 1992

| Ημ/νία χτυπήματος | Event-day AR | 6-day CAR | 11-day CAR | Days to rebound ^a |
|-------------------|----------------|-----------------|-----------------|------------------------------|
| 14-Ιουλ-92 | -0.32% (-0.44) | -1.51% (-2.07)* | -1.63% (-2.24)* | 4 |

Σημείωση: Μέσα σε παρένθεση βρίσκονται οι τιμές t-statsites, το ^a απεικονίζει τον αριθμό των ημερών που χρειάστηκαν για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα πριν το χτύπημα, το * είναι ενδεικτικό ύπαρξης στατιστικής σημαντικότητας σε επίπεδο 5%

Συνεχίζοντας την ανάλυση με τον έλεγχο των πιθανών επιπτώσεων του τρομοκρατικού χτυπήματος στη μεταβλητότητα της διακύμανσης της απόδοσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας παρατηρείται η ύπαρξη στασιμότητας στην εξεταζόμενη χρονολογική σειρά σε επίπεδα (Πίνακας 6).

Πίνακας 6: Έλεγχος στασιμότητας με το επαυξημένο Dickey-Fuller test για τη σειρά της απόδοσης δραχμής- δολαρίου (Αύγουστος 91-Ιούνιος 93)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -22.08500 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.443202 | |
| 5% level | -2.867101 | |
| 10% level | -2.569793 | |

Παράλληλα, από τους διαγνωστικούς ελέγχους επί των καταλοίπων αποδεικνύεται πως εκλείπουν προβλήματα αυτοσυσχέτισης και αποτελέσματος ARCH ενώ είναι ορατή η ύπαρξη μη κανονικότητας του διαταρακτικού όρου(Πίνακας 7).

Πίνακας 7: Διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων της εξίσωσης 9 για τη σειρά της απόδοσης δραχμής- δολαρίου (Αύγουστος 91-Ιούνιος 93)

| Ημ/νία χτυπήματος | DW | p-value ARCH(1) | p-value ARCH(12) | Skewness | Kurtosis | p-value J-B test |
|-------------------|------|-----------------|------------------|----------|----------|------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 14-Ιουλ-92 | 1.97 | 0.62 | 0.34 | -0.31 | 4.45 | 0.00 |

Από την εκτίμηση του EGARCH(1,1) μοντέλου (Πίνακας 8) προκύπτει πως δεν υπάρχει σημαντική συσχέτιση μεταξύ του μέσου αποδόσεων και του τρομοκρατικού χτυπήματος, καθώς

ο συντελεστής c_1 είναι αρνητικός αλλά μη στατιστικά σημαντικός. Η παράμετρος γ είναι αρκετά μεγάλη και στατιστικά σημαντική, κάτι που σημαίνει πως η διακύμανση μεταβάλλεται αργά μέσα στο χρόνο ενώ το αρνητικό πρόσημο του συντελεστή ασυμμετρίας (ω) αποδεικνύει την ύπαρξη του leverage effect. Εκτός αυτού, ο συντελεστής λ είναι αρνητικός και μη στατιστικά σημαντικός αποδεικνύοντας πως το χτύπημα της 14^{ης} Ιουλίου δε διαδραματίζει σημαντικό ρόλο στη μεταβλητότητα της διακύμανσης. Από την άλλη πλευρά, ο ARCH παράγοντας α , ο οποίος δίνει πληροφόρηση για τη μεταβλητότητα της προηγούμενης περιόδου, είναι στατιστικά σημαντικός ανεξάρτητα από την εισαγωγή ή όχι της dummy μεταβλητής στο μοντέλο της διακύμανσης.

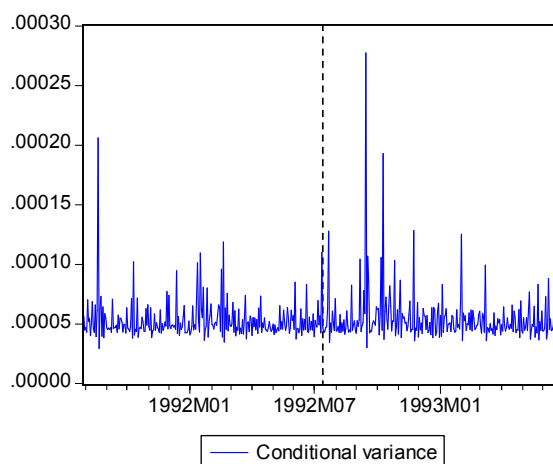
Πίνακας 8: Conditional Volatility – Τα αποτελέσματα του χτυπήματος της 14^{ης} Ιουλίου 1992

| | <i>The conditional mean model</i> | | <i>The conditional variance model</i> | | | | |
|---|-----------------------------------|---------|---------------------------------------|----------|---------|----------|-----------|
| | C_0 | C_1 | ω | α | β | γ | λ |
| 14-Ιουλ-92 | -0.0002 | -0.0004 | -10.86* | 0.30* | -0.07 | -0.13* | -2.65 |
| >> χωρίς την dummy στο EGARCH(1,1) | -0.0002 | -0.0008 | -12.58* | 0.32* | -0.24 | -0.10** | - |

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%, ** Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 10%

Ακολουθεί η γραφική παράσταση της διακύμανσης (Διάγραμμα 3) απ’ όπου αποδεικνύεται και διαγραμματικά πως το τρομοκρατικό χτύπημα δεν επηρεάζει σημαντικά τη μεταβλητότητα της διακύμανσης της απόδοσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας δραχμής-δολαρίου.

Διάγραμμα 3: Γραφική παράσταση της διακύμανσης για το χτύπημα της 14^{ης} Ιουλίου 1992



8.1.3 24/01/1994

Η δράση της 17 Νοέμβρη κατά τη διάρκεια της δεκαετίας του 90 είχε ενταθεί, με στόχο ανθρώπους που κατείχαν σημαντικές θέσεις, κυρίως στον πολιτικό και στον επιχειρηματικό κόσμο. Θύμα αυτής της δράσης αποτέλεσε ο πρώην διοικητής της εθνικής τράπεζας Μιχάλης Βρανόπουλος, ο οποίος δολοφονήθηκε στην περιοχή Κολωνάκι της Αθήνας στις 24 Ιανουαρίου του 1994.

Ξεκινώντας την ανάλυση των πιθανών επιπτώσεων του συγκεκριμένου τρομοκρατικού χτυπήματος στην ισοτιμία της δραχμής έναντι του δολαρίου παρατίθενται τα αποτελέσματα του ελέγχου μη κανονικών αποδόσεων (Πίνακας 9).

Πίνακας 9: Μέσοι μη κανονικών αποδόσεων μετά το χτύπημα της 24^{ης} Ιανουαρίου 1994

| Ημ/νία χτυπήματος | Event-day AR | | 6-day CAR | | 11-day CAR | | Days to rebound ^a |
|-------------------|--------------|---------|-----------|--------|------------|---------|------------------------------|
| 24-Ιαν-94 | -0.66% | (-1.78) | 0.39% | (1.07) | -0.01% | (-0.03) | 5 |

Σημείωση: Μέσα σε παρένθεση βρίσκονται οι τιμές t-statsites, το ^a απεικονίζει τον αριθμό των ημερών που χρειάστηκαν για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα πριν το χτύπημα, το * είναι ενδεικτικό ύπαρξης στατιστικής σημαντικότητας σε επίπεδο 5%

Από τον προηγούμενο πίνακα μπορεί να εξαχθεί το συμπέρασμα πως δεν υπάρχει αξιοσημείωτη επίδραση του χτυπήματος στην εξεταζόμενη συναλλαγματική ισοτιμία, με τον αθροιστικό μέσο μη κανονικών αποδόσεων να διαφέρει από τον αντίστοιχο των κανονικών αποδόσεων σε χρονικό ορίζοντα 10 ημερών μετά το χτύπημα, μόλις 0,01%. Η ισοτιμία επανήλθε σε επίπεδα προ χτυπήματος μετά από πέντε εμπορικές ημέρες ενώ άξια αναφοράς είναι η έλλειψη στατιστικής σημαντικότητας σε όλες τις επιμέρους χρονικές στιγμές που εξετάζονται.

Περνώντας στην εκτίμηση του EGARCH(1,1) μοντέλου και στον απαραίτητο έλεγχο στασιμότητας της απόδοσης της δραχμής έναντι του δολαρίου ο πίνακας 10 αποδεικνύει πως η χρονολογική σειρά είναι στάσιμη σε επίπεδα.

Πίνακας 10: Έλεγχος στασιμότητας με το επανζημένο Dickey-Fuller test για τη σειρά της απόδοσης δραχμής- δολαρίου (Μάρτιος 93-Ιανουάριος 95)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -23.19908 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.443202 | |
| 5% level | -2.867101 | |
| 10% level | -2.569793 | |

Παράλληλα, βασιζόμενοι στα αποτελέσματα των διαγνωστικών ελέγχων των καταλοίπων της παλινδρόμησης του πίνακα 11 διαπιστώνεται πως υπάρχουν σαφείς ενδείξεις απουσίας αυτοσυσχέτισης και αποτελέσματος ARCH όπως επίσης υπάρχουν ενδείξεις ύπαρξης μη κανονικών καταλοίπων.

Πίνακας 11: Διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων της εξίσωσης 9 για τη σειρά της αποδόσης δραχμής- δολαρίου (Μάρτιος 93-Ιανουάριος 95)

| Ημ/νία χτυπήματος | DW | p-value ARCH(1) | p-value ARCH(12) | Skewness | Kurtosis | p-value J-B test |
|-------------------|------|-----------------|------------------|----------|----------|------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 24-Ιαν-94 | 2.07 | 0.61 | 0.003 | 0.13 | 3.57 | 0.01 |

Η παλινδρόμηση του EGARCH(1,1) μοντέλου δίνει τα αποτελέσματα του πίνακα 12 τα οποία συμφωνούν με τα αποτελέσματα του ελέγχου μη κανονικών αποδόσεων. Και σε αυτή την περίπτωση ο μέσος των αποδόσεων φαίνεται να μην επηρεάζεται σημαντικά από το τρομοκρατικό χτύπημα με τον συντελεστή c_1 να είναι ελάχιστα αρνητικός και μη στατιστικά σημαντικός. Το ίδιο συμβαίνει και με τον συντελεστή λ κάνοντας σαφές πως δεν υπάρχει εξάρτηση της μεταβλητότητας της διακύμανσης από το τρομοκρατικό συμβάν. Ο συντελεστής ασυμμετρίας (ω) είναι αρνητικός αποδεικνύοντας πως η διακύμανση αυξάνεται κυρίως μετά από αρνητικά κατάλοιπα παρά από θετικά (leverage effect) ενώ η παράμετρος γ κρίνεται σχετικά χαμηλή, κάτι που σημαίνει πως η διακύμανση κινείται σχετικά γρήγορα στο πέρασμα του χρόνου. Από τις τιμές του συντελεστή β μπορεί να εξαχθεί το συμπέρασμα πως πολύ μικρό ποσοστό μεταβλητότητας προηγούμενης περιόδου μεταφέρεται στην επόμενη περίοδο ενώ ο συντελεστής α παραμένει αμετάβλητος από την εισαγωγή της dummy μεταβλητής. Ωστόσο, τα παραπάνω αποτελέσματα κρίνονται αδύναμα εξαιτίας της έλλειψης στατιστικής σημαντικότητας.

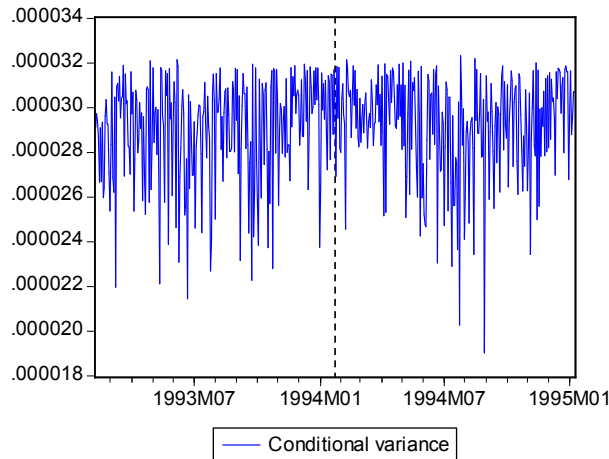
Πίνακας 12: Conditional Volatility – Τα αποτελέσματα του χτυπήματος της 24^{ης} Ιανουαρίου 1994

| | The conditional mean model | | The conditional variance model | | | | |
|------------------------------------|----------------------------|--------|--------------------------------|----------|---------|----------|-----------|
| | C_0 | C_1 | ω | α | β | γ | λ |
| 24-Ιαν-94 | 0.00 | -0.001 | -9.57 | -0.12 | 0.07 | 0.03 | -0.51 |
| >> χωρίς την dummy στο EGARCH(1,1) | 0.00 | -0.001 | -10.72 | -0.12 | -0.03 | 0.03 | - |

* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%, ** Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 10%

Τέλος, το διάγραμμα της διακύμανσης (Διάγραμμα 4) αποδεικνύει γραφικά όσα υποστηρίχθηκαν προηγουμένως σχετικά με τη μεταβλητότητα της διακύμανσης.

Διάγραμμα 4: Γραφική παράσταση της διακύμανσης για το χτύπημα της 24^{ης} Ιανουαρίου 1994



8.1.4 04/07/1994

Στις 4 Ιουλίου του 1994 η 17 Νοέμβρη προέβη στη δολοφονία του συμβούλου της τουρκικής πρεσβείας, Ομέρ Σιπαχιογλου συνεχίζοντας τη δυναμική της δράση τη χρονιά του 1994.

Από τον πίνακα 13 προκύπτει πως η ισοτιμία δραχμής-δολαρίου επηρεάζεται θετικά από το τρομοκρατικό χτύπημα της 4^{ης} Ιουλίου, καθώς στις εξεταζόμενες χρονικές στιγμές $t=0$, $t=5$ και $t=10$ ο απλός αλλά και ο αθροιστικός μέσος των μη κανονικών αποδόσεων εμφανίζεται θετικός επιδεικνύοντας μάλιστα στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 5% τις χρονικές στιγμές $t=5$ και $t=10$.

Πίνακας 13: Μέσοι μη κανονικών αποδόσεων μετά το χτύπημα της 4^{ης} Ιουλίου 1994

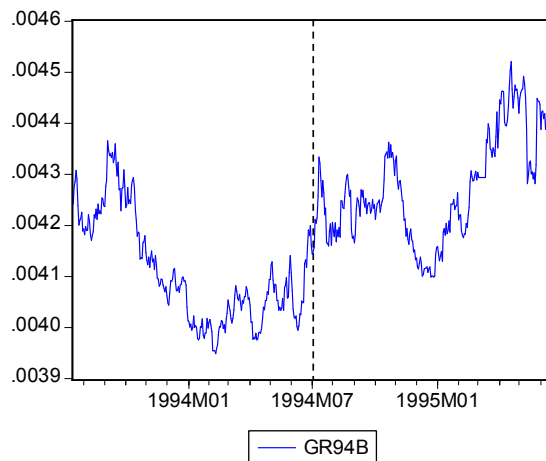
| Ημ/μία χτυπήματος | Event-day AR | 6-day CAR | 11-day CAR | Days to rebound ^a |
|-------------------|--------------|---------------|---------------|------------------------------|
| 4-Ιουλ-94 | 0.13% (0.20) | 2.60% (4.33)* | 3.21% (5.34)* | 0 |

Σημείωση: Μέσα σε παρένθεση βρίσκονται οι τιμές t-statsites, το ^a απεικονίζει τον αριθμό των ημερών που χρειάστηκαν για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα πριν το χτύπημα, το * είναι ενδεικτικό ύπαρξης στατιστικής σημαντικότητας σε επίπεδο 5%

Πέραν τούτου, η δραχμή όχι απλά δεν υποτιμήθηκε μετά την πραγματοποίηση του τρομοκρατικού χτυπήματος αλλά αντίθετα ακολούθησε ανοδική πορεία. Ωστόσο, εξαιτίας της ποικιλίας των παραγόντων που παίζουν ρόλο στη διαμόρφωση μιας συναλλαγματικής ισοτιμίας κρίνεται σκόπιμη η εξέταση της πορείας της ισοτιμίας σε ένα ευρύτερο χρονικό διάστημα (2 περίπου χρόνων). Από τη γραφική παράσταση της συναλλαγματικής ισοτιμίας της δραχμής έναντι του δολαρίου (Διάγραμμα 5) φαίνεται πως η ανοδική τάση στην πορεία της δραχμής ξεκινά έξι μήνες περίπου πριν την πραγματοποίηση του τρομοκρατικού χτυπήματος και αποτελεί

γεγονός πως η τάση αυτή μένει ανεπηρέαστη μετά την 4^η Ιουλίου, με τη δραχμή μάλιστα να ανατιμάται στο αμέσως επόμενο διάστημα με μεγαλύτερους ρυθμούς συγκρινόμενη με την αναμενόμενη ομαλή απόδοση.

Διάγραμμα 5: Γραφική παράσταση της πορείας της δραχμής έναντι του αμερικανικού δολαρίου την περίοδο Αύγουστος 93 – Ιούλιος 95



Ο επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller (Πίνακας 14) και σε αυτή την περίπτωση αποδεικνύει την ύπαρξη στασιμότητας της χρονολογικής σειράς της απόδοσης της δραχμής έναντι του δολαρίου σε επίπεδα.

Πίνακας 14: Έλεγχος στασιμότητας με το επαυξημένο Dickey-Fuller test για τη σειρά της απόδοσης δραχμής- δολαρίου (Αύγουστος 93-Ιούνιος 95)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -22.65923 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.443202 | |
| 5% level | -2.867101 | |
| 10% level | -2.569793 | |

Από τον έλεγχο των καταλοίπων προκύπτει σαφής πληροφόρηση ενάντια σε προβλήματα αυτοσυσχέτισης και αποτελέσματος ARCH και υπέρ της ύπαρξης μη κανονικότητας στο εξεταζόμενο υπόδειγμα (Πίνακας 15).

Πίνακας 15: Διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων της εξίσωσης 9 για τη σειρά της απόδοσης δραχμής- δολαρίου (Αύγουστος 93-Ιούνιος 95)

| Ημ/νία χτυπήματος | DW | p-value ARCH(1) | p-value ARCH(12) | Skewness | Kurtosis | p-value J-B test |
|-------------------|------|-----------------|------------------|----------|----------|------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 04-Ιουλ-94 | 2.02 | 0.30 | 0.005 | 0.24 | 5.67 | 0.00 |

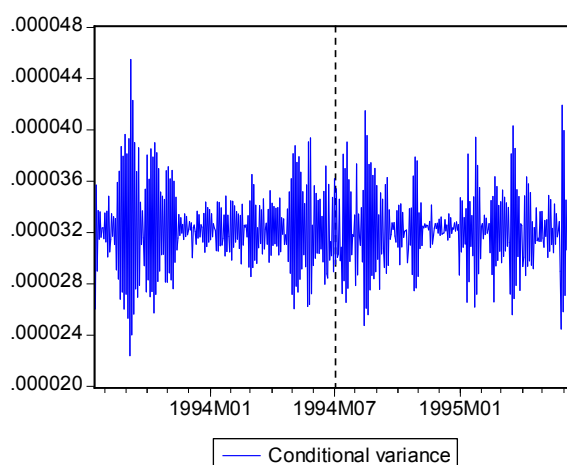
Προχωρώντας στα αποτελέσματα του EGARCH(1,1) υποδείγματος (Πίνακας 16), αποδεικνύεται πως τόσο ο μέσος των αποδόσεων όσο και η διακύμανση δεν επηρεάζονται από την πραγματοποίηση του χτυπήματος καθώς $c_0, \lambda > 0$ αλλά είναι στατιστικά μη σημαντικοί. Από τη στιγμή που $\omega < 0$ η ύπαρξη του leverage effect είναι και σε αυτή την περίπτωση ορατή ενώ από τις τιμές του συντελεστή β φαίνεται πως το 98% και το 89% αντίστοιχα της προηγούμενης μεταβλητότητας μεταφέρεται στην επόμενη περίοδο. Ο συντελεστής γ είναι αρκετά μεγάλος και στατιστικά σημαντικός υποδηλώνοντας πως η διακύμανση μεταβάλλεται αργά κατά τη διάρκεια του χρόνου. Το διάγραμμα 6 παρουσιάζει τη γραφική παράσταση της διακύμανσης της εξεταζόμενης χρονολογικής σειράς.

Πίνακας 16: Conditional Volatility – Τα αποτελέσματα του χτυπήματος της 4^{ης} Ιουλίου 1994

| | <i>The conditional mean model</i> | | <i>The conditional variance model</i> | | | | |
|------------------------------------|-----------------------------------|-------|---------------------------------------|----------|---------|----------|-----------|
| | c_0 | c_1 | ω | α | β | γ | λ |
| 04-Ιουλ-94 | 0.00 | 0.002 | -0.15* | 0.00 | 0.98* | 0.10* | 0.06 |
| >> χωρίς την dummy στο EGARCH(1,1) | 0.00 | 0.002 | -19.60* | -0.03 | -0.89* | -0.03 | - |

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%, ** Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 10%

Διάγραμμα 6: Γραφική παράσταση της διακύμανσης για το χτύπημα της 4^{ης} Ιουλίου 1994



8.1.5 19/09/1994

Στις 19 Σεπτεμβρίου του 1994 δολοφονήθηκε στον Περισσό της Αθήνας ο αστυνομικός υποδιευθυντής Απόστολος Βέλλιος από έκρηξη βόμβας που πυροδοτήθηκε μέσω τηλεχειρισμού τη στιγμή που αποβιβαζόταν από λεωφορείο της αστυνομίας. Την ευθύνη της τρομοκρατικής ενέργειας ανέλαβε η οργάνωση ΕΛΑ.

Ξεκινώντας τον έλεγχο των πιθανών επιπτώσεων του χτυπήματος στην αξία της δραχμής, από τον πίνακα 17 εξάγεται εύκολα το συμπέρασμα πως δεν υπάρχει σημαντική επίδραση του χτυπήματος στην ισοτιμία δραχμής-δολαρίου.

Πίνακας 17: Μέσοι μη κανονικών αποδόσεων μετά το χτύπημα της 19^{ης} Σεπτεμβρίου 1994

| Ημ/νία χτυπήματος | Event-day AR | 6-day CAR | 11-day CAR | Days to rebound ^a |
|-------------------|--------------|----------------|----------------|------------------------------|
| 19-Σεπ-94 | 0.38% (0.75) | -0.38% (-0.75) | -0.75% (-1.47) | 0 |

Σημείωση: Μέσα σε παρένθεση βρίσκονται οι τιμές t-statsites, το ^a απεικονίζει τον αριθμό των ημερών που χρειάστηκαν για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα πριν το χτύπημα, το * είναι ενδεικτικό ύπαρξης στατιστικής σημαντικότητας σε επίπεδο 5%

Η πραγματική απόδοση της ισοτιμίας υπολείπεται της αναμενόμενης κανονικής απόδοσης σε χρονικό ορίζοντα 5 και 10 ημερών μετά το χτύπημα κατά 0.38% και 0.75% αντίστοιχα με την απουσία της στατιστικής σημαντικότητας να γίνεται αισθητή ενώ την αμέσως επόμενη ημέρα μετά το χτύπημα η δραχμή ανατιμήθηκε.

Συνεχίζοντας με τα αποτελέσματα του EGARCH(1,1) υποδείγματος αποδεικνύεται για ακόμη μια φορά η ύπαρξη στασιμότητας της εξεταζόμενης χρονολογικής σειράς (Πίνακας 18) σε επίπεδα, καθώς επίσης και η έλλειψη αυτοσυσχέτισης, αποτελέσματος ARCH και κανονικότητας όπως αυτά προκύπτουν από την εξέταση των καταλοίπων της παλινδρόμησης 9 (Πίνακας 19) .

Πίνακας 18: Έλεγχος στασιμότητας με το επανζημένο Dickey-Fuller test για τη σειρά της απόδοσης δραχμής- δολαρίου (Νοέμβριος 93-Σεπτέμβριος 95)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -22.17097 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.443202 | |
| 5% level | -2.867101 | |
| 10% level | -2.569793 | |

Πίνακας 19: Διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων της εξίσωσης 9 για τη σειρά της απόδοσης δραχμής- δολαρίου (Νοέμβριος 93-Σεπτέμβριος 95)

| Ημ/νία χτυπήματος | DW | p-value ARCH(1) | p-value ARCH(12) | Skewness | Kurtosis | p-value J-B test |
|-------------------|------|-----------------|------------------|----------|----------|------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 19-Σεπ-94 | 1.97 | 0.91 | 0.02 | 0.23 | 5.45 | 0.00 |

Η παλινδρόμηση του EGARCH(1,1) υποδείγματος (Πίνακας 20) αποδεικνύει πως υπάρχει θετική συσχέτιση του μέσου των αποδόσεων με την ημερομηνία πραγματοποίησης του τρομοκρατικού χτυπήματος, καθώς ο συντελεστής της dummy μεταβλητής είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός (μόνο στην περίπτωση που δεν περιλαμβάνεται η dummy μεταβλητή στο μοντέλο της διακύμανσης). Από την άλλη πλευρά, ο συντελεστής λ εμφανίζεται μη στατιστικά σημαντικός υποδηλώνοντας πως η διακύμανση δεν επηρεάζεται από το χτύπημα της 19^{ης} Σεπτεμβρίου. Επίσης, η διακύμανση φαίνεται να αυξάνεται μετά από αρνητικά κατάλοιπα (leverage effect) από τη στιγμή που ο συντελεστής ασυμμετρίας (ω) παρουσιάζεται αρνητικός. Από τον συντελεστή της διακύμανσης με υστέρηση (β) προκύπτει πως ένα πολύ μεγάλο ποσοστό προηγούμενης μεταβλητότητας μεταφέρεται στην επόμενη περίοδο ενώ η υψηλή τιμή του συντελεστή γ σημαίνει πως η διακύμανση κινείται αργά στο χρόνο.

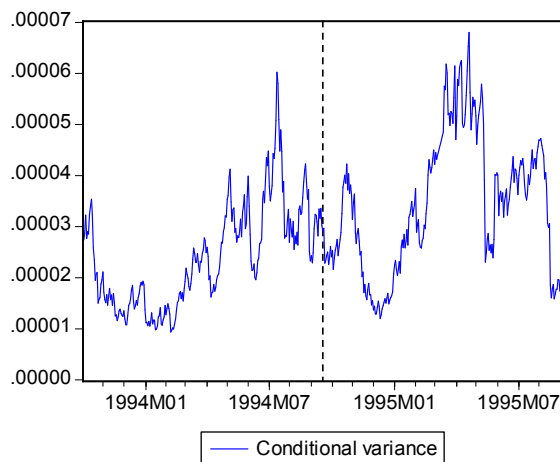
Πίνακας 20: Conditional Volatility – Τα αποτελέσματα του χτυπήματος της 19^{ης} Σεπτεμβρίου 1994

| | <i>The conditional mean model</i> | | <i>The conditional variance model</i> | | | | |
|------------------------------------|-----------------------------------|--------|---------------------------------------|----------|---------|----------|-----------|
| | C_0 | C_1 | ω | α | β | γ | λ |
| 19-Σεπ-94 | 0.0001 | 0.003 | -10.36* | 0.12* | 0.98* | 0.05* | 0.16 |
| >> χωρίς την dummy στο EGARCH(1,1) | 0.0001** | 0.004* | -0.17* | -0.03* | -0.98* | 0.10* | - |

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%, ** Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 10%

Το γράφημα της διακύμανσης (Διάγραμμα 7) που ακολουθεί ενισχύει γραφικά τα συμπεράσματα που εξήχθησαν προηγουμένως περί μη σημαντικής επίπτωσης της τρομοκρατικής επίθεσης στην μεταβλητότητα της διακύμανσης.

Διάγραμμα 7: Γραφική παράσταση της διακύμανσης για το χτύπημα της 19^{ης} Σεπτεμβρίου 1994



8.1.6 Σχολιασμός αποτελεσμάτων για την Ελλάδα

Συνοψίζοντας για την περίπτωση της Ελλάδας, ο πίνακας 21 δείχνει τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα ελέγχου των μη κανονικών αποδόσεων, όπως αυτά προέκυψαν από τη χρήση της event study μεθοδολογίας.

Πίνακας 21: Μέσοι μη κανονικών αποδόσεων για τα εξεταζόμενα τρομοκρατικά χτυπήματα στην Ελλάδα

| Ημ/νία χτυπήματος | Event-day AR | 6-day CAR | 11-day CAR | Days to rebound ^a |
|-------------------|----------------|-----------------|-----------------|------------------------------|
| 19-Απρ-91 | -1,75% (-1,82) | -1,04% (-1,08) | 2,78% (-2,89)* | 155 |
| 14-Ιουλ-92 | -0,32% (-0,44) | -1,51% (-2,07)* | -1,63% (-2,24)* | 4 |
| 24-Ιαν-94 | -0,66% (-1,78) | 0,39% (1,07) | -0,01% (-0,03) | 5 |
| 4-Ιουλ-94 | 0,13% (0,20) | 2,60% (4,33)* | 3,21% (5,34)* | 0 |
| 19-Σεπ-94 | 0,38% (0,75) | -0,38% (-0,75) | -0,75% (-1,47) | 0 |

Σημείωση: Μέσα σε παρένθεση βρίσκονται οι τιμές t-statsites, το ^a απεικονίζει τον αριθμό των ημερών που χρειάστηκαν για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα πριν το χτύπημα, το * είναι ενδεικτικό ύπαρξης στατιστικής σημαντικότητας σε επίπεδο 5%

Αποτελεί γεγονός πως η μεγαλύτερη αρνητική επίπτωση στην απόδοση της ισοτιμίας δραχμής-δολαρίου παρατηρείται στο χτύπημα της τρομοκρατικής οργάνωσης 17 Νοέμβρη στις 14 Ιουλίου του 1992 με στόχο τον τότε υπουργό οικονομικών Γιάννη Παλαιοκρασσά, καθώς προκύπτουν αρνητικοί μέσοι μη κανονικών αποδόσεων καθ' όλη την εξεταζόμενη διάρκεια. Το ποιοτικό χαρακτηριστικό που ενδεχομένως εξηγεί αυτή τη συμπεριφορά είναι το γεγονός πως στόχος του τρομοκρατικού συμβάντος αποτέλεσε εξέχων κυβερνητικό πρόσωπο, κάτι που σημαίνει πως η πληροφορία για το χτύπημα διαδόθηκε ταχύτερα και σε μεγαλύτερο εύρος εξαιτίας της σημαντικότητας του στόχου.

Τα χτυπήματα της 19^{ης} Απριλίου 1991 και 4^{ης} Ιουλίου 1994 αποτελούν χτυπήματα διεθνούς μορφής τρομοκρατίας, καθώς στην πρώτη περίπτωση δράστης ήταν ένας παλαιστίνιος ενώ στη δεύτερη το θύμα της επίθεσης ήταν ο τούρκος πρόξενος Ομέρ Σιπαχιογλου. Όσον αφορά την έκρηξη βόμβας στα γραφεία της Air Courier Service στην Πάτρα προκύπτουν αρνητικές μη κανονικές αποδόσεις τις στιγμές $t=0$ και $t=5$ και θετικές τη στιγμή $t=10$. Κοινό χαρακτηριστικό των δύο διεθνικών τρομοκρατικών ενεργειών είναι οι στατιστικά σημαντικές θετικές μη κανονικές αποδόσεις τη χρονική στιγμή $t=10$, κάτι που χρήζει περαιτέρω διερεύνησης. Ωστόσο, υπάρχει σημαντική πιθανότητα σύμπτωσης, καθώς όσον αφορά το χτύπημα της 19^{ης} Απριλίου 1991, η συναλλαγματική απόδοση επέδειξε περιστασιακά υψηλά θετική μη κανονική απόδοση μόνο τη χρονική περίοδο από $t=5$ έως $t=10$ – ενδεικτικές είναι οι 155 ημέρες που χρειάστηκε η πραγματική ισοτιμία για να επανέλθει σε προ χτυπήματος επίπεδα- ενώ η θετική μη κανονική απόδοση που παρατηρείται μετά το χτύπημα της 4^{ης} Ιουλίου 1994 πραγματοποιείται σε μία περίοδο όπου η ανοδική πορεία της δραχμής αποτελούσε γεγονός πολύ πριν την ημέρα του χτυπήματος (Διάγραμμα 5) και δε σχετίζεται με την τρομοκρατία. Ο έλεγχος των δύο εναπομεινάντων χτυπημάτων (24 Ιανουαρίου 1994 και 19 Σεπτεμβρίου 1994) δεν μπορεί να οδηγήσει σε αξιόπιστα συμπεράσματα εξαιτίας της έλλειψης στατιστικής σημαντικότητας.

Από την άλλη πλευρά, στον πίνακα 22 παρατίθενται τα αποτελέσματα των EGARCH υποδειγμάτων παρουσιάζοντας τους συντελεστές C_1 και λ της dummy μεταβλητής.

Πίνακας 22: Conditional Volatility – Συγκεντρωτικά αποτελέσματα Ελλάδας

| | C_1 | λ |
|------------------------------------|---------|-----------|
| 19-Απρ-91 | -0.01* | 0.47 |
| >> χωρίς την dummy στο EGARCH(1,1) | -0.01* | - |
| 14-Ιουλ-92 | -0.0004 | -2.65 |
| >> χωρίς την dummy στο EGARCH(1,1) | -0.0008 | - |
| 24-Ιαν-94 | -0.001 | -0.51 |
| >> χωρίς την dummy στο EGARCH(1,1) | -0.001 | - |
| 4-Ιουλ-94 | 0.002 | 0.06 |
| >> χωρίς την dummy στο EGARCH(1,1) | 0.002 | - |
| 19-Σεπ-94 | 0.003 | 0.16 |
| >> χωρίς την dummy στο EGARCH(1,1) | 0.004* | - |

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%, ** Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 10%

Η έλλειψη στατιστικής σημαντικότητας του συντελεστή λ σε όλες τις εξεταζόμενες περιπτώσεις συνηγορεί στο συμπέρασμα πως δεν υπάρχει αξιοσημείωτη επίπτωση των πραγματοποιηθέντων τρομοκρατικών χτυπημάτων στη μεταβλητότητα της διακύμανσης. Από την άλλη πλευρά, ο συντελεστής C_1 εμφανίζεται αρνητικός στις τρεις από τις πέντε περιπτώσεις αλλά στατιστικά σημαντικός μόνο στο χτύπημα της 19^{ης} Απριλίου του 1991. Στατιστικά

σημαντικός, ωστόσο θετικός, εμφανίζεται και ο συντελεστής C_1 του χτυπήματος της 19^{ης} Σεπτεμβρίου 1994 –δολοφονία του αστυνομικού υποδιευθυντή Βέλλιου από τον ΕΛΑ.

8.2 Μεγάλη Βρετανία

8.2.1 20/07/1982

Στις 20 Ιουλίου του 1982 ο ιρλανδικός απελευθερωτικός στρατός IRA πραγματοποίησε βομβιστική επίθεση εναντίον αστυνομικών στο κέντρο του Λονδίνου εκφράζοντας την αντίθεση τους για τον πόλεμο στους νήσους Φώκλαντς της Αργεντινής. Ο τραγικός απολογισμός του χτυπήματος ήταν 9 θάνατοι και 49 τραυματίες με τις ζημιές που προκλήθηκαν σε ιδιωτικές περιουσίες να ανέρχονται σε πολλά εκατομμύρια αγγλικές λίρες. Ο πίνακας μη κανονικών αποδόσεων (Πίνακας 23) αποδεικνύει πως η εξεταζόμενη συναλλαγματική ισοτιμία όχι απλά δεν επηρεάστηκε αρνητικά από την πραγματοποίηση του τρομοκρατικού συμβάντος αλλά αντίθετα, μετά από αυτό, αυξήθηκε με υψηλότερους ρυθμούς συγκριτικά με την αναμενόμενη ομαλή απόδοση. Σε όλες τις επιμέρους εξεταζόμενες χρονικές στιγμές προκύπτουν θετικές μη κανονικές αποδόσεις επιδεικνύοντας μάλιστα στατιστική σημαντικότητα τις στιγμές $t=5$ και $t=10$.

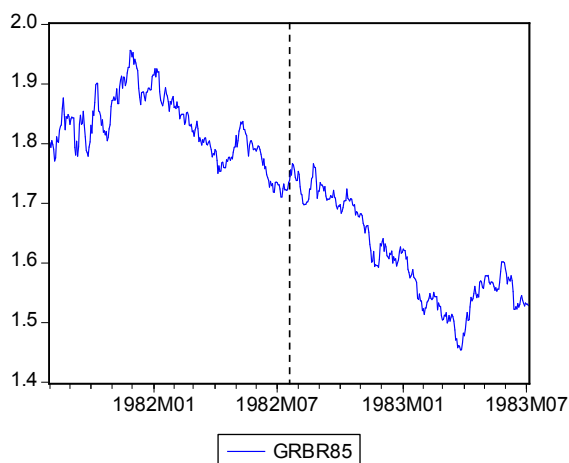
Πίνακας 23: Μέσοι μη κανονικών αποδόσεων μετά το χτύπημα της 20^{ης} Ιουλίου 1982

| Ημ/νία χτυπήματος | Event-day AR | 6-day CAR | 11-day CAR | Days to rebound ^a |
|-------------------|--------------|---------------|---------------|------------------------------|
| 20-Ιουλ-82 | 0.39% (0.84) | 2.51% (4.76)* | 3.21% (5.34)* | 0 |

Σημείωση: Μέσα σε παρένθεση βρίσκονται οι τιμές t-statsits, το ^a απεικονίζει τον αριθμό των ημερών που χρειάστηκαν για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα πριν το χτύπημα, το * είναι ενδεικτικό ύπαρξης στατιστικής σημαντικότητας σε επίπεδο 5%

Ωστόσο, όπως φαίνεται και στο διάγραμμα 8, το οποίο απεικονίζει την πορεία της εξεταζόμενης ισοτιμίας σε μία περίοδο 2 περίπου ετών, αποδεικνύεται πως η ανάκαμψη της αγγλικής λίρας έχει ξεκινήσει λίγες ημέρες πριν το τρομοκρατικό χτύπημα και ενδεχομένως η ανοδική της τάση να οφείλεται σε παράγοντες που δεν έχουν να κάνουν με την τρομοκρατία.

Διάγραμμα 8: Γραφική παράσταση της πορείας της αγγλικής λίρας έναντι του αμερικανικού δολαρίου την περίοδο Αύγουστος 81 – Ιούλιος 83



Η στασιμότητα της απόδοσης της αγγλικής λίρας έναντι του αμερικανικού δολαρίου σε επίπεδα γίνεται εύκολα αντιληπτή, μέσω του επαυξημένου ελέγχου Dickey Fuller και σε αυτή την περίπτωση (Πίνακας 24).

Πίνακας 24: Έλεγχος στασιμότητας με το επαυξημένο Dickey-Fuller test για τη σειρά της απόδοσης λίρας-δολαρίου (Σεπτέμβριος 81-Ιούλιος 83)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -22.01800 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.443202 | |
| 5% level | -2.867101 | |
| 10% level | -2.569793 | |

Οι διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων (Πίνακας 25) παρέχουν επαρκή πληροφόρηση για την έλλειψη αυτοσυσχέτισης, αποτελέσματος ARCH και κανονικότητας των καταλοίπων.

Πίνακας 25: Διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων της εξίσωσης 9 για τη σειρά της απόδοσης λίρας- δολαρίου (Σεπτέμβριος 81-Ιούλιος 83)

| Ημ/ία χτυπήματος | DW | p-value ARCH(1) | p-value ARCH(12) | Skewness | Kurtosis | p-value J-B test |
|------------------|------|-----------------|------------------|----------|----------|------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 20-Ιουλ-82 | 1.97 | 0.77 | 0.86 | -0.17 | 3.33 | 0.08 |

Από τα αποτελέσματα του EGARCH(1,1) υποδείγματος (πίνακας 26) γίνεται εύκολα αντιληπτό πως τόσο ο μέσος αποδόσεων όσο και η διακύμανση δεν επηρεάζονται από το χτύπημα της 20^{ης} Ιουλίου από τη στιγμή που οι συντελεστές c_1 και λ εμφανίζονται μη στατιστικά

σημαντικοί. Ο συντελεστής β εμφανίζεται αρκετά υψηλός και στατιστικά σημαντικός υπονοώντας πως το 98% της μεταβλητότητας της προηγούμενης περιόδου μεταφέρεται στην επόμενη.

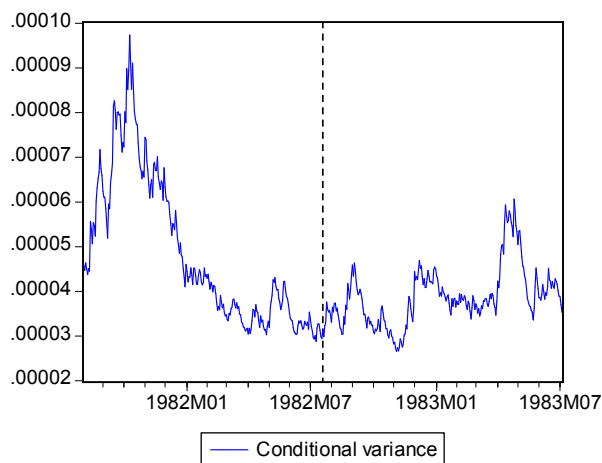
Πίνακας 26: Conditional Volatility – Τα αποτελέσματα του χτυπήματος της 20^{ης} Ιουλίου 1982

| | <i>The conditional mean model</i> | | <i>The conditional variance model</i> | | | | |
|------------------------------------|-----------------------------------|-------|---------------------------------------|----------|---------|----------|-----------|
| | C_0 | C_1 | ω | α | β | γ | λ |
| 20-Ιουλ-82 | -0.0003 | 0.002 | -0.23 | 0.07 | 0.98* | 0.02 | 0.14 |
| >> χωρίς την dummy στο EGARCH(1,1) | -0.0003 | 0.002 | -0.28 | 0.07* | 0.98* | 0.02 | - |

* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%, ** Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 10%

Το διάγραμμα 9 αποτελεί τη διαγραμματική επιβεβαίωση όσων γράφτηκαν προηγουμένως σχετικά με τη μεταβλητότητα της διακύμανσης. Φαίνεται πως δεν υπάρχει σημαντική μεταβολή της μεταβλητότητας από τη στιγμή του χτυπήματος της 20ης Ιουλίου και μετά.

Διάγραμμα 9: Γραφική παράσταση της διακύμανσης για το χτύπημα της 20^{ης} Ιουλίου 1982



8.2.2 12/10/1984

Χτύπημα υψηλής σημασίας αποτέλεσε η βομβιστική επίθεση του IRA σε ξενοδοχείο όπου διέμενε η τότε πρωθυπουργός Μάργκαρετ Θάτσερ μαζί με άλλα κυβερνητικά στελέχη στις 12 Οκτωβρίου του 1984 στην πόλη Μπράϊτον της Αγγλίας. Στόχος της τρομοκρατικής οργάνωσης ήταν η ίδια η πρωθυπουργός μαζί με τους υπουργούς της. Όλοι τους επέζησαν, όχι όμως και 4 κατώτερα στελέχη που είχαν ακολουθήσει την αποστολή της κυβερνητικής ομάδας.

Πίνακας 27: Μέσοι μη κανονικών αποδόσεων μετά το χτύπημα της 12^{ης} Οκτωβρίου 1984

| Ημ/νία χτυπήματος | Event-day AR | | 6-day CAR | | 11-day CAR | | Days to rebound ^a |
|-------------------|--------------|--------|-----------|---------|------------|---------|------------------------------|
| 12-Οκτ-84 | 0.09% | (0.12) | -1.88% | (-1.73) | 2.75% | (3.53)* | 10 |

Σημείωση: Μέσα σε παρένθεση βρίσκονται οι τιμές t-statsites, το ^a απεικονίζει τον αριθμό των ημερών που χρειάστηκαν για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα πριν το χτύπημα, το * είναι ενδεικτικό ύπαρξης στατιστικής σημαντικότητας σε επίπεδο 5%

Οι μη κανονικές αποδόσεις, όπως αυτές προκύπτουν από τον πίνακα 27, εμφανίζονται αρνητικές τις πρώτες 5 ημέρες μετά την πραγματοποίηση του χτυπήματος. Από εκεί και έπειτα όμως, η απόδοση της ισοτιμίας βελτιώνεται με υψηλό ρυθμό φθάνοντας σε σημείο την 10^η ημέρα μετά το χτύπημα να ξεπερνά η πραγματική απόδοση την αντίστοιχη αναμενόμενη κατά 2,75%. Από τη χρησιμοποιηθείσα μεθοδολογία προκύπτει στατιστική σημαντικότητα τη στιγμή $t=10$ ενώ χρειάστηκαν 10 εμπορικές ημέρες για να ανακάμψει η ισοτιμία και να επανέλθει σε επίπεδα προ χτυπήματος.

Ο πίνακας 28 αποδεικνύει την ύπαρξη στασιμότητας στη χρονολογική σειρά της απόδοσης της αγγλικής λίρας έναντι του αμερικανικού δολαρίου σε επίπεδα.

Πίνακας 28: Έλεγχος στασιμότητας με το επαυξημένο Dickey-Fuller test για τη σειρά της απόδοσης λίρας-δολαρίου (Νοέμβριος 83-Σεπτέμβριος 85)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -20.55647 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.443149 | |
| 5% level | -2.867078 | |
| 10% level | -2.569781 | |

Ενώ τα αποτελέσματα του πίνακα 29 συνηγορούν στην απουσία αυτοσυσχέτισης και αποτελέσματος Arch αλλά και στην ύπαρξη μη κανονικών καταλοίπων.

Πίνακας 29: Διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων της εξίσωσης 9 για τη σειρά της απόδοσης λίρας- δολαρίου (Νοέμβριος 83-Σεπτέμβριος 85)

| Ημ/νία χτυπήματος | DW | p-value ARCH(1) | p-value ARCH(12) | Skewness | Kurtosis | p-value J-B test |
|-------------------|------|-----------------|------------------|----------|----------|------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 20-Οκτ-84 | 1.87 | 0.53 | 0.64 | 0.20 | 4.29 | 0.00 |

Η παλινδρόμηση του EGARCH(1,1) μοντέλου δίνει τα αποτελέσματα του πίνακα 30. Και σε αυτή την περίπτωση ο μέσος των αποδόσεων φαίνεται να μην επηρεάζεται σημαντικά από το τρομοκρατικό χτύπημα με τον συντελεστή c_1 να είναι ελάχιστα αρνητικός και μη στατιστικά σημαντικός. Το ίδιο συμβαίνει και με τον συντελεστή λ καθιστώντας σαφές πως δεν υπάρχει

εξάρτηση της μεταβλητότητας της διακύμανσης από το τρομοκρατικό συμβάν. Ο συντελεστής ασυμμετρίας (ω) είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός αποδεικνύοντας πως η διακύμανση αυξάνεται κυρίως μετά από αρνητικά κατάλοιπα παρά από θετικά (leverage effect) ενώ η παράμετρος γ , αν και μη στατιστικά σημαντική, κρίνεται αρκετά υψηλή, κάτι που σημαίνει πως η διακύμανση κινείται αργά στο πέρασμα του χρόνου. Από τις τιμές του συντελεστή β μπορεί να εξαχθεί το συμπέρασμα πως το 98% της μεταβλητότητας προηγούμενης περιόδου μεταφέρεται στην επόμενη περίοδο ενώ οι παράμετροι α και β παραμένουν αμετάβλητοι από την εισαγωγή της dummy μεταβλητής στο μοντέλο της διακύμανσης.

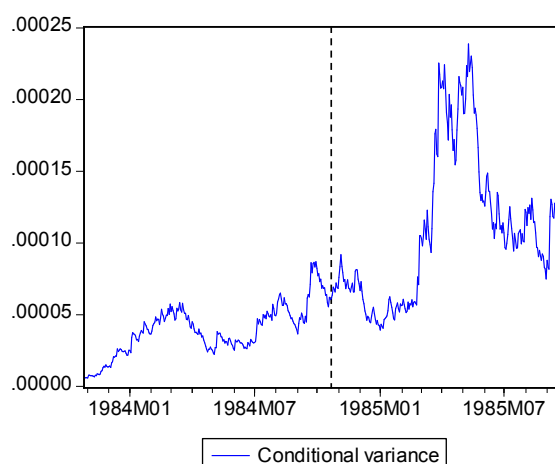
Πίνακας 30: Conditional Volatility – Τα αποτελέσματα του χτυπήματος της 20^{ης} Οκτωβρίου 1984

| | <i>The conditional mean model</i> | | <i>The conditional variance model</i> | | | | |
|---|-----------------------------------|--------|---------------------------------------|----------|---------|----------|-----------|
| | C_0 | C_1 | ω | α | β | γ | λ |
| 20-Οκτ-84 | -0.0006* | -0.004 | -0.21* | 0.13* | 0.98* | -0.12 | -0.02 |
| >> χωρίς την dummy στο EGARCH(1,1) | -0.0006* | -0.004 | -0.21* | 0.13* | 0.98* | -0.12 | - |

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%, ** Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 10%

Ακολουθεί η γραφική παράσταση της διακύμανσης (Διάγραμμα 9) απ’ όπου οδηγούμαστε στην παραδοχή πως υπάρχει μια αυξητική τάση στη μεταβλητότητα της διακύμανσης αμέσως μετά το χτύπημα, ωστόσο δεν κρίνεται αρκετά σημαντική.

Διάγραμμα 9: Γραφική παράσταση διακύμανσης για το χτύπημα της 20^{ης} Οκτωβρίου 1984



8.2.3. 21/12/1988

Στις 21/12/1988 οι 243 επιβάτες και το δεκαεξαμελές πλήρωμα της υπερατλαντικής πτήσης Λονδίνου-Νέας Υόρκης της εταιρείας Pan am βρήκαν τραγικό θάνατο μετά από έκρηξη βόμβας ενώ το αεροσκάφος πετούσε πάνω από την πόλη Λόκερμπι. Πέραν των επιβατών και του πληρώματος σκοτώθηκαν 11 επιπλέον άτομα από θραύσματα του αεροπλάνου μετά την έκρηξη με τον αριθμό των θυμάτων να φτάνει τους 270.

Από τον πίνακα μη κανονικών αποδόσεων (Πίνακας 31) γίνεται ορατό πως η πραγματική ισοτιμία έχει επηρεαστεί αρνητικά από την πραγματοποίηση του χτυπήματος. Η απόδοση της ισοτιμίας δείχνει να έχει μια σταδιακά αυξανόμενη διαφορά από την αναμενόμενη ομαλή απόδοση στην εξεταζόμενη χρονική περίοδο. Η υπάρχουσα στατιστική σημαντικότητα τις χρονικές στιγμές $t=5$ και $t=10$ προσδίδει αξιοπιστία στα αποτελέσματα της event study μεθοδολογίας ενώ για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα προ χτυπήματος χρειάστηκαν 4 εμπορικές ημέρες.

Πίνακας 31: Μέσοι μη κανονικών αποδόσεων μετά το χτύπημα της 21^{ης} Δεκεμβρίου 1988

| Ημ/νία χτυπήματος | Event-day AR | | 6-day CAR | | 11-day CAR | | Days to rebound ^a |
|-------------------|--------------|--------|-----------|----------|------------|----------|------------------------------|
| 21-Δεκ-88 | 0.05% | (0.10) | -1.16% | (-4.43)* | -1.45% | (-4.98)* | 4 |

Σημείωση: Μέσα σε παρένθεση βρίσκονται οι τιμές t-statsites, το ^a απεικονίζει τον αριθμό των ημερών που χρειάστηκαν για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα πριν το χτύπημα, το * είναι ενδεικτικό ύπαρξης στατιστικής σημαντικότητας σε επίπεδο 5%

Συνεχίζοντας την ανάλυση με τον έλεγχο των πιθανών επιπτώσεων του τρομοκρατικού χτυπήματος στη μεταβλητότητα της διακύμανσης της απόδοσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας παρατηρείται η ύπαρξη στασιμότητας της εξεταζόμενης χρονοσειράς σε επίπεδα (Πίνακας 32).

Πίνακας 32: Έλεγχος στασιμότητας με το επανημένο Dickey-Fuller test για τη σειρά της απόδοσης λίρας-δολαρίου (Φεβρουάριος 88-Δεκέμβριος 89)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -22.03100 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.443175 | |
| 5% level | -2.867089 | |
| 10% level | -2.569787 | |

Ενώ από τον πίνακα διαγνωστικών ελέγχων των καταλοίπων (Πίνακας 33) προκύπτει πως δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και αποτέλεσμα Arch ενώ τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης αποδεικνύονται μη κανονικά.

Πίνακας 33: Διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων της εξίσωσης 9 για τη σειρά της απόδοσης λίρας- δολαρίου (Φεβρουάριος 88-Δεκέμβριος 89)

| Ημ/νία χτυπήματος | DW | p-value ARCH(1) | p-value ARCH(12) | Skewness | Kurtosis | p-value J-B test |
|-------------------|------|-----------------|------------------|----------|----------|------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 21-Δεκ-88 | 1.96 | 0.89 | 0.57 | -0.33 | 5.00 | 0.00 |

Από την άλλη πλευρά, έχοντας εξάγει τα αποτελέσματα του EGARCH(1,1) υποδείγματος (Πίνακας 34) μπορεί να υποστηριχθεί πως η επίθεση δεν είχε κάποιο αξιοσημείωτο αποτέλεσμα τόσο στο μέσο των αποδόσεων όσο και στη μεταβλητότητα της διακύμανσης, από τη στιγμή που οι συντελεστές c_1 και λ εμφανίζονται μη στατιστικά σημαντικοί. Εξάλλου, το αρνητικό πρόσημο του συντελεστή ασυμμετρίας (ω) και η στατιστική του σημαντικότητα αποδεικνύουν την ύπαρξη του leverage effect.

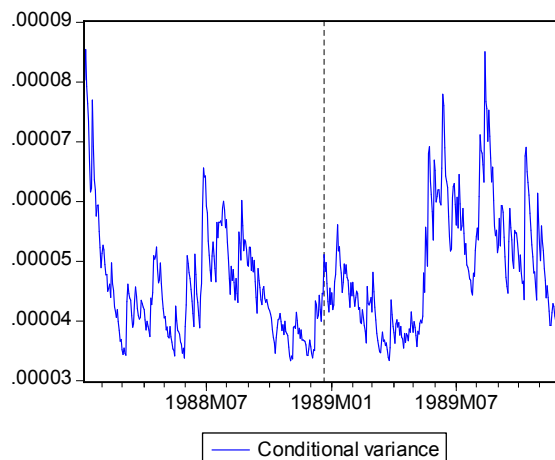
Πίνακας 34: Conditional Volatility – Τα αποτελέσματα του χτυπήματος της 20^{ης} Οκτωβρίου 1984

| | The conditional mean model | | The conditional variance model | | | | |
|---|----------------------------|-------|--------------------------------|----------|---------|----------|-----------|
| | C_0 | C_1 | ω | α | β | γ | λ |
| 21-Δεκ-88 >> χωρίς την dummy στο EGARCH(1,1) | 0.00 | 0.001 | -13.46* | 0.00 | -0.35 | -0.07 | -1.30 |
| | 0.00 | 0.001 | -0.81 | 0.09 | 0.92* | -0.02 | - |

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%, ** Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 10%

Η γραφική παράσταση της διακύμανσης (Διάγραμμα 10) υποστηρίζει γραφικά το συμπέρασμα περί μη σημαντικής μεταβολής της μεταβλητότητας της διακύμανσης μετά το συμβάν της 21^{ης} Δεκεμβρίου.

Διάγραμμα 10: Γραφική παράσταση της διακύμανσης για το χτύπημα της 21^{ης} Δεκεμβρίου 1988



8.2.4. 09/02/1996

Το χτύπημα του IRA στις 9 Φεβρουαρίου του 1996 στην περιοχή Docklands του Λονδίνου σήμανε τη λήξη της δεκαεπτάμηνης παύσης πυρός της οργάνωσης. Από τη βομβιστική επίθεση σκοτώθηκαν 2 άνθρωποι ενώ οι περιουσιακές ζημιές που προκλήθηκαν υπολογίζονται κοντά στα 17 εκατομμύρια δολάρια.

Ο πίνακας μη κανονικών αποδόσεων (Πίνακας 35) αποδεικνύει πως το τρομοκρατικό χτύπημα του IRA επέδρασε θετικά στην εξεταζόμενη συναλλαγματική ισοτιμία στο διάστημα των 10 ημερών μετά τη βομβιστική επίθεση καθώς οι αθροιστικοί μέσοι εμφανίζονται θετικοί και στατιστικά σημαντικοί ενώ η ισοτιμία επανήλθε σε επίπεδα προ χτυπήματος μετά από 4 εμπορικές ημέρες.

Πίνακας 35: Μέσοι μη κανονικών αποδόσεων μετά το χτύπημα της 9^{ης} Φεβρουαρίου 1996

| Ημ/νία χτυπήματος | Event-day AR | | 6-day CAR | | 11-day CAR | | Days to rebound ^a |
|-------------------|--------------|---------|-----------|---------|------------|---------|------------------------------|
| 09-Φεβ-96 | -0.25% | (-0.72) | 0.61% | (4.15)* | 1.48% | (4.23)* | 4 |

Σημείωση: Μέσα σε παρένθεση βρίσκονται οι τιμές t-statistics, το ^a απεικονίζει τον αριθμό των ημερών που χρειάστηκαν για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα πριν το χτύπημα, το * είναι ενδεικτικό ύπαρξης στατιστικής σημαντικότητας σε επίπεδο 5%

Η υπό εξέταση χρονολογική σειρά είναι στάσιμη σε επίπεδα όπως προκύπτει από τον έλεγχο στασιμότητας του πίνακα 36.

Πίνακας 36: Έλεγχος στασιμότητας με το επαυξημένο Dickey-Fuller test για τη σειρά της απόδοσης λίρας-δολαρίου (Μάρτιος 95-Ιανουάριος 97)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -13.65649 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.443228 | |
| 5% level | -2.867112 | |
| 10% level | -2.569800 | |

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους των καταλοίπων της εξίσωσης 9 (Πίνακας 37) προκύπτει πως εκλείπουν αυτοσυσχέτιση και αποτέλεσμα Arch ενώ τα κατάλοιπα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή.

Πίνακας 37: Διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων της εξίσωσης 9 για τη σειρά της απόδοσης λίρας- δολαρίου(Μάρτιος 95-Ιανουάριος 97)

| Ημ/νία χτυπήματος | DW | p-value ARCH(1) | p-value ARCH(12) | Skewness | Kurtosis | p-value J-B test |
|-------------------|------|-----------------|------------------|----------|----------|------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 09-Φεβ-96 | 2.21 | 0.95 | 0.80 | -0.43 | 5.98 | 0.00 |

Τα αποτελέσματα του EGARCH(1,1) μοντέλου (Πίνακας 38) δείχνουν να συμφωνούν με αυτά της event study μεθοδολογίας όσον αφορά τη μέση απόδοση. Αποδεικνύεται πως υπάρχει θετική συσχέτιση μεταξύ της μέσης απόδοσης της ισοτιμίας και της dummy μεταβλητής, η οποία ωστόσο δεν είναι στατιστικά σημαντική. Όσον αφορά το μοντέλο της διακύμανσης, υπάρχουν σαφείς ενδείξεις αρνητικού επηρεασμού της μεταβλητότητας της διακύμανσης από την πραγματοποίηση αυτού του τραγικού χτυπήματος από τη στιγμή που ο συντελεστής λ είναι αρνητικός και παράλληλα στατιστικά σημαντικός. Το αρνητικό πρόσημο του συντελεστή ασυμμετρίας αποδεικνύει την ύπαρξη του leverage effect ενώ η σχετικά μικρή τιμή του συντελεστή γ δείχνει πως οι διακυμάνσεις κινούνται γρήγορα στο χρόνο. Εκτός αυτού, από τον συντελεστή της διακύμανσης με υστέρηση (β) μπορεί να εξαχθεί το συμπέρασμα πως το 99% της προηγούμενης μεταβλητότητας μεταφέρεται στην επόμενη περίοδο.

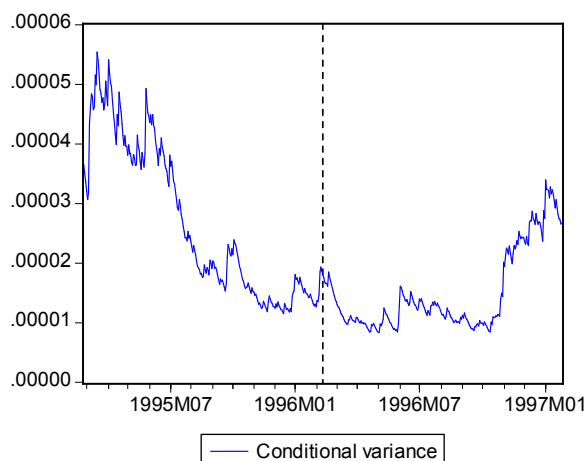
Πίνακας 38: Conditional Volatility – Τα αποτελέσματα του χτυπήματος της 9^{ης} Φεβρουαρίου 1996

| | <i>The conditional mean model</i> | | <i>The conditional variance model</i> | | | | |
|------------------------------------|-----------------------------------|--------|---------------------------------------|----------|---------|----------|-----------|
| | C_0 | C_1 | ω | α | β | γ | λ |
| 09-Φεβ-96 | 0.00 | 0.0001 | -0.15* | 0.06* | 0.99* | 0.03 | -1.16* |
| >> χωρίς την dummy στο EGARCH(1,1) | 0.00 | 0.0001 | -0.10** | 0.06* | 0.99* | 0.04* | - |

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%, ** Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 10%

Η αρνητική επίδραση του τρομοκρατικού χτυπήματος στη μεταβλητότητα της διακύμανσης γίνεται εύκολα αντιληπτή από τη γραφική παράσταση της διακύμανσης (Διάγραμμα 11)

Διάγραμμα 11: Γραφική παράσταση της διακύμανσης για το χτύπημα της 9^{ης} Φεβρουαρίου 1996



8.2.5 07/07/2005

Στις 7 Ιουλίου του 2005 στο Λονδίνο πραγματοποιήθηκε ένα από τα μεγαλύτερα τρομοκρατικά χτυπήματα που έχουν συμβεί παγκοσμίως έως σήμερα. Η τρομοκρατική οργάνωση Al Qaeda πραγματοποίησε βομβιστική επίθεση σε τρεις υπόγειους σταθμούς του μετρό και σε ένα διώροφο λεωφορείο σκορπώντας το θάνατο σε 56 άτομα και τραυματίζοντας άλλα 175 ενώ προκλήθηκαν ανυπολόγιστες ζημιές στις υποδομές της πόλης.

Ξεκινώντας την ανάλυση των αποτελεσμάτων του τραγικού χτυπήματος της 7^{ης} Ιουλίου του 2005 στο Λονδίνο παρατίθεται ο πίνακας μη κανονικών αποδόσεων (Πίνακας 39) όπως αυτός προκύπτει από τη χρήση της event study μεθοδολογίας .

Πίνακας 39: Μέσοι μη κανονικών αποδόσεων μετά το χτύπημα της 7^{ης} Ιουλίου 2005 (BRP, USD)⁵

| Ημ/νία χτυπήματος | Event-day AR | | 6-day CAR | | 11-day CAR | | Days to rebound ^a |
|-------------------|--------------|---------|-----------|---------|------------|---------|------------------------------|
| 07-Ιουλ-05 | -0.91% | (-1.59) | -0.05% | (-0.27) | -1.35% | (-0.67) | 5 |

Σημείωση: Μέσα σε παρένθεση βρίσκονται οι τιμές t-statsites, το ^a απεικονίζει τον αριθμό των ημερών που χρειάστηκαν για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα πριν το χτύπημα, το * είναι ενδεικτικό ύπαρξης στατιστικής σημαντικότητας σε επίπεδο 5%

Γίνεται αντιληπτό πως το τρομοκρατικό συμβάν επηρέασε αρνητικά την ισοτιμία αγγλικής λίρας – αμερικανικού δολαρίου, καθώς σε όλες τις επιμέρους χρονικές στιγμές εξέτασης οι μέσοι μη κανονικών αποδόσεων εμφανίζονται αρνητικοί. Ωστόσο, η έλλειψη στατιστικής σημαντικότητας καθιστά αδύναμα οποιαδήποτε συμπεράσματα μπορούν να εξαχθούν. Για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα προ χτυπήματος χρειάστηκαν 5 εμπορικές ημέρες.

Περνώντας στον έλεγχο πιθανών επιπτώσεων στην μεταβλητότητα της διακύμανσης ακολουθεί ο απαραίτητος έλεγχος στασιμότητας της εξεταζόμενης χρονολογικής σειράς σε επίπεδα (Πίνακας 40) απ 'όπου προκύπτει πως η ανάλυση μπορεί να συνεχιστεί με την παλινδρόμηση του EGARCH(1,1) υποδείγματος.

Πίνακας 40: Έλεγχος στασιμότητας με το επανζημένο Dickey-Fuller test για τη σειρά της απόδοσης λίρας-δολαρίου (Αύγουστος 04-Ιούνιος 06)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -23.04374 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.443202 | |
| 5% level | -2.867101 | |
| 10% level | -2.569793 | |

⁵ Κωδικός αγγλικής λίρας : BRP
Κωδικός αμερικανικού δολαρίου : USD

Οι διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων (Πίνακας 41) παρέχουν σαφή πληροφόρηση ενάντια στην αυτοσυσχέτιση και στην ύπαρξη αποτελέσματος ARCH και υπέρ στην ύπαρξη κανονικότητας στο υπό εξέταση υπόδειγμα.

Πίνακας 41: Διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων της εξίσωσης 9 για τη σειρά της απόδοσης λίρας-δολαρίου (Αύγουστος 04-Ιούνιος 06)

| Ημ/νία χτυπήματος | DW | p-value ARCH(1) | p-value ARCH(12) | Skewness | Kurtosis | p-value J-B test |
|-------------------|------|-----------------|------------------|----------|----------|------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 07-Ιουλ-05 | 2.05 | 0.51 | 0.31 | 0.01 | 3.25 | 0.50 |

Τα αποτελέσματα του EGARCH(1,1) μοντέλου (Πίνακας 42) δείχνουν να συμβαδίζουν με αυτά της event study μεθοδολογίας όσον αφορά τη μέση απόδοση. Φαίνεται να υπάρχει αρνητική συσχέτιση μεταξύ μέσης απόδοσης της ισοτιμίας και της dummy μεταβλητής, ωστόσο μη στατιστικά σημαντική. Από την άλλη πλευρά, δεν υπάρχουν ενδείξεις επηρεασμού της μεταβλητότητας της διακύμανσης από την πραγματοποίηση αυτού του τραγικού χτυπήματος, από τη στιγμή που ο συντελεστής λ είναι μη στατιστικά σημαντικός. Το αρνητικό πρόσημο του συντελεστή ασυμμετρίας (ω) αποδεικνύει την ύπαρξη του leverage effect ενώ το μεγάλο μέγεθος του συντελεστή γ δείχνει πως οι διακυμάνσεις κινούνται αργά στο χρόνο. Παράλληλα, από τον συντελεστή της διακύμανσης με υστέρηση (β) μπορεί να εξαχθεί το συμπέρασμα πως 58% και 63% αντίστοιχα της προηγούμενης μεταβλητότητας μεταφέρεται στην επόμενη περίοδο. Επίσης, το γεγονός ότι ο συντελεστής α μειώνεται με την εισαγωγή της dummy μεταβλητής μπορεί να οδηγήσει στη θεώρηση πως το αποτέλεσμα ARCH οφείλεται εν μέρει σε παράγοντες ασφαλείας.

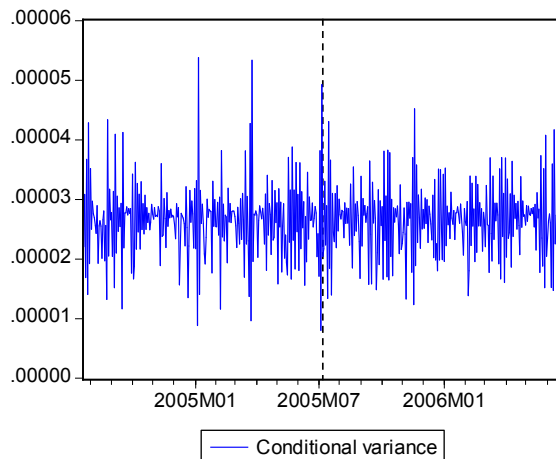
Πίνακας 42: Conditional Volatility – Τα αποτελέσματα του χτυπήματος της 7^{ης} Ιουλίου 2005 (BRP_USD)

| | <i>The conditional mean model</i> | | <i>The conditional variance model</i> | | | | |
|------------------------------------|-----------------------------------|----------|---------------------------------------|----------|---------|----------|-----------|
| | C_0 | C_1 | ω | α | β | γ | λ |
| 07-Ιουλ-05 | 0.00 | -0.002 | -17.14* | -0.17* | -0.63* | 0.14* | 1.01 |
| >> χωρίς την dummy στο EGARCH(1,1) | 0.00 | -0.003** | -16.61* | -0.20* | -0.58* | 0.15* | - |

* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%, ** Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 10%

Η διαγραμματική απεικόνιση της πορείας της διακύμανσης (Διάγραμμα 12) υποστηρίζει τα προηγούμενα περί μη σημαντικής επίπτωσης από το χτύπημα της 7^{ης} Ιουλίου.

Διάγραμμα 12: Γραφική παράσταση της διακύμανσης για το χτύπημα της 7^{ης} Ιουλίου 2005 (BRP_USD)



8.2.6 Σχολιασμός αποτελεσμάτων για τη Μεγάλη Βρετανία

Στον πίνακα 43 παρουσιάζονται τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα των μη κανονικών αποδόσεων για τα τρομοκρατικά χτυπήματα της Μεγάλης Βρετανίας.

Πίνακας 43: Μέσοι μη κανονικών αποδόσεων για τα εξεταζόμενα τρομοκρατικά χτυπήματα στη Μεγάλη Βρετανία⁶

| Ημερομηνία χτυπήματος | Event-day AR | | 6-day CAR | | 11-day CAR | | Days to rebound |
|-----------------------|--------------|---------|-----------|----------|------------|----------|-----------------|
| 20-Ιουλ-82 | 0,39% | (0,84) | 2,51% | (4,76)* | 2,75% | (5,61)* | 0 |
| 12-Οκτ-84 | 0,09% | (0,12) | -1,88% | (-1,73) | 2,75% | (3,53)* | 10 |
| 21-Δεκ-88 | 0,05% | (0,10) | -1,16% | (-4,43)* | -1,45% | (-4,98)* | 4 |
| 9-Φεβ-96 | -0,25% | (-0,72) | 0,61% | (4,15)* | 1,48% | (4,23)* | 4 |
| 7-Ιουλ-05 | -0,91% | (-1,59) | -0,05% | (-0,27) | -1,35% | (-0,67) | 5 |

Σημείωση: Μέσα σε παρένθεση βρίσκονται οι τιμές t-statsits, το ³ απεικονίζει τον αριθμό των ημερών που χρειάστηκαν για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα πριν το χτύπημα, το * είναι ενδεικτικό ύπαρξης στατιστικής σημαντικότητας σε επίπεδο 5%

Από τον πίνακα είναι ορατή η ύπαρξη στατιστικής σημαντικότητας τις χρονικές στιγμές $t=5$ και $t=10$ με εξαίρεση το χτύπημα της Al Qaeda στις 7 Ιουλίου του 2005 στο Λονδίνο. Παρατηρείται πως στις τρεις από τις πέντε εξεταζόμενες περιπτώσεις προκύπτουν θετικές αθροιστικές μη κανονικές αποδόσεις τη στιγμή $t=10$. Ενδιαφέρον εύρημα αποτελεί το γεγονός πως και στις τρεις περιπτώσεις αυτές, δράστης της τρομοκρατικής ενέργειας ήταν ο Ιρλανδικός απελευθερωτικός στρατός (IRA). Η έναρξη της δράσης του IRA χρονολογείται το 1916 έχοντας πραγματοποιήσει αλληπάλληλα τρομοκρατικά χτυπήματα από τότε έως σήμερα. Συνεπώς, η Μεγάλη Βρετανία έχει έρθει αντιμέτωπη με τέτοιου είδους τρομοκρατικά συμβάντα αρκετές φορές στο παρελθόν. Η εμπειρία που έχει αποκτήσει, ενδεχομένως να συνέβαλλε στην ανάπτυξη

⁶ Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα των EGARCH(1,1) μοντέλων δεν παρουσιάζονται εξαιτίας της έλλειψης στατιστικής σημαντικότητας

των κατάλληλων μηχανισμών προστασίας του εθνικού νομίσματος, καθιστώντας τη Βρετανική αγορά συναλλάγματος αρκετά ώριμη σε επιθέσεις προερχόμενες από τον IRA.

Δε συμβαίνει ωστόσο το ίδιο και με τα χτυπήματα της 21^{ης} Δεκεμβρίου του 1988 -έκρηξη βόμβας στην υπερατλαντική πτήση Pan Am 103 πάνω από την πόλη Λόκερμπου- και 7^{ης} Ιουλίου του 2005 -βομβιστικές επιθέσεις της Al Qaeda σε τρεις σταθμούς του μετρό και ένα λεωφορείο στο Λονδίνο-, όπου προκύπτουν αρνητικές μη κανονικές αποδόσεις. Κοινά χαρακτηριστικά των δύο τρομοκρατικών χτυπημάτων είναι η διεθνής μορφή τους, ο μεγάλος αριθμός των θανάτων (270 και 56 αντίστοιχα), οι τεράστιες υλικές ζημιές και ο χώρος πραγματοποίησης αυτών, δηλαδή τα μεταφορικά μέσα. Αποδεικνύεται λοιπόν, πως αυτά τα μεγάλα τρομοκρατικά γεγονότα είχαν αρνητική επίπτωση στην απόδοση της αγγλικής λίρας. Μια πιθανή εξήγηση για αυτό το αποτέλεσμα είναι η ταχύτητα και η ένταση με την οποία διαδίδεται μια πληροφορία για διεθνούς μορφή τρομοκρατική επίθεση στο παγκόσμιο οικονομικό στερέωμα, συγκρινόμενη με την περίπτωση της εγχώριας τρομοκρατίας. Επιπρόσθετα, οι επιπτώσεις που έχουν προκληθεί από όμοια σε μέγεθος χτυπήματα στο παρελθόν σε άλλες χώρες, όπως η επίθεση της 11^{ης} Σεπτεμβρίου 2001 στις ΗΠΑ, ενδεχομένως να δημιουργούν μια υπερευαισθησία στην αντίδραση της απόδοσης της αγγλικής λίρας.

8.3 Η επίδραση του χτυπήματος της 7^{ης} Ιουλίου 2005 στο Λονδίνο σε παγκόσμιο επίπεδο

Ακολουθεί η ανάλυση των αποτελεσμάτων της χρησιμοποιηθείσας μεθοδολογίας διερευνώντας τις πιθανές επιδράσεις της βομβιστικής επίθεσης στην αγορά συναλλάγματος σε παγκόσμιο επίπεδο. Για το σκοπό αυτό, εξετάζονται, εκτός από την ισοτιμία λίρας- αμερικανικού δολαρίου που προηγήθηκε, οι ισοτιμίες της αγγλικής λίρας έναντι του ευρώ, του αυστραλιανού δολαρίου, του ιαπωνικού γιεν και του ραντ της Νοτίου Αφρικής.

8.3.1 Η ισοτιμία αγγλικής λίρας – euro

Η ανάλυση συνεχίζεται με τον έλεγχο της ισοτιμίας της αγγλικής λίρας έναντι του euro. Από τον πίνακα μη κανονικών αποδόσεων (Πίνακας 44) φαίνεται πως υπάρχει μια σταδιακή, αρνητικά αυξανόμενη μη κανονική απόδοση της ισοτιμίας από τη στιγμή του χτυπήματος μέχρι την δέκατη ημέρα μετά το χτύπημα. Άξια αναφοράς είναι η ύπαρξη υψηλής στατιστικής

σημαντικότητας σε όλες τις επιμέρους εξεταζόμενες χρονικές στιγμές αλλά και οι 31 εμπορικές ημέρες που χρειάστηκαν να περάσουν για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα προ χτυπήματος.

Πίνακας 44: Μέσοι μη κανονικών αποδόσεων μετά το χτύπημα της 7^{ης} Ιουλίου 2005 (BRP_EUR)⁷

| Ημ/νία χτυπήματος | Event-day AR | | 6-day CAR | | 11-day CAR | | Days to rebound ^a |
|-------------------|--------------|----------|-----------|----------|------------|-----------|------------------------------|
| 07-Ιουλ-05 | -0.01% | (-3.52)* | -2.48% | (-6.93)* | -4.39% | (-11.78)* | 31 |

Σημείωση: Μέσα σε παρένθεση βρίσκονται οι τιμές t-statsites, το ^a απεικονίζει τον αριθμό των ημερών που χρειάστηκαν για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα πριν το χτύπημα, το * είναι ενδεικτικό ύπαρξης στατιστικής σημαντικότητας σε επίπεδο 5%

Συνεχίζοντας με τον έλεγχο πιθανών επιπτώσεων της τρομοκρατικής ενέργειας στην μεταβλητότητα της διακύμανσης παρατίθεται αρχικά ο έλεγχος στασιμότητας (Πίνακας 45) της χρονοσειράς των αποδόσεων της αγγλικής λίρας έναντι του ευρώ.

Πίνακας 45: Έλεγχος στασιμότητας με το επαυξημένο Dickey-Fuller test για τη σειρά της απόδοσης λίρας-ευρώ (Αύγουστος 04-Ιούνιος 06)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -21.01443 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.443202 | |
| 5% level | -2.867101 | |
| 10% level | -2.569793 | |

Οι διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων (Πίνακας 45) της εξίσωσης 9 δίνουν και πάλι επαρκή πληροφόρηση για την έλλειψη αυτοσυσχέτισης, αποτελέσματος ARCH αλλά και ύπαρξη κανονικότητας.

Πίνακας 46: Διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων της εξίσωσης 9 για τη σειρά της απόδοσης λίρας-ευρώ (Αύγουστος 04-Ιούνιος 06)

| Σειρά | DW | p-value ARCH(1) | p-value ARCH(12) | Skewness | Kurtosis | p-value J-B test |
|----------|------|-----------------|------------------|----------|----------|------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 07/07/05 | 1.89 | 0.14 | 0.30 | -0.09 | 3.27 | 0.32 |

Τα αποτελέσματα του EGARCH(1,1) μοντέλου (Πίνακας 47) επαληθεύουν αυτά της event study μεθοδολογίας. Προκύπτει η ύπαρξη αρνητικής συσχέτισης μεταξύ της μέσης απόδοσης της ισοτιμίας και της dummy μεταβλητής από τη στιγμή που $c_1 < 0$ και παράλληλα είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5% τουλάχιστον για την περίπτωση που η dummy μεταβλητή δεν περιλαμβάνεται στο μοντέλο της διακύμανσης. Δεδομένου ότι ο συντελεστής ασυμμετρίας (ω) είναι αρνητικός μπορεί να θεωρηθεί πως η διακύμανση αυξάνεται κυρίως μετά από αρνητικά

⁷ Κωδικός Ευρώ: EUR

κατάλοιπα παρά από θετικά (leverage effect) ενώ η έλλειψη στατιστικής σημαντικότητας του συντελεστή λ αποδεικνύει πως δεν υπάρχει χρονική εξάρτηση της διακύμανσης από το πραγματοποιηθέν τρομοκρατικό χτύπημα. Η υψηλή τιμή του συντελεστή γ καθιστά αργή την κίνηση της διακύμανσης στο πέρασμα του χρόνου.

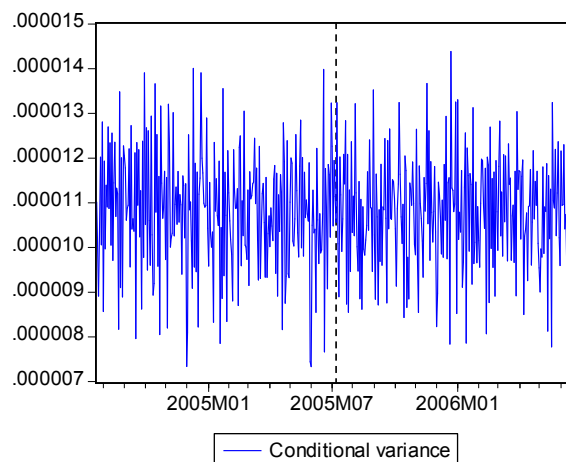
Πίνακας 47: Conditional Volatility – Τα αποτελέσματα του χτυπήματος της 7^{ης} Ιουλίου 2005 (BRP_EUR)

| | <i>The conditional mean model</i> | | <i>The conditional variance model</i> | | | | |
|------------------------------------|-----------------------------------|---------|---------------------------------------|----------|---------|----------|-----------|
| | C_0 | C_1 | ω | α | β | γ | λ |
| 07-Ιουλ-05 | 0.00 | -0.003 | -17.11* | -0.01 | -0.49 | 0.11* | 1.45 |
| >> χωρίς την dummy στο EGARCH(1,1) | 0.00 | -0.003* | -15.53* | -0.03 | -0.35 | 0.12* | - |

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%, ** Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 10%

Στο διάγραμμα 13 που ακολουθεί φαίνεται πως η πορεία της διακύμανσης μένει ανεπηρέαστη από την πραγματοποίηση του χτυπήματος της 7^{ης} Ιουλίου.

Διάγραμμα 13: Γραφική παράσταση της διακύμανσης για το χτύπημα της 7^{ης} Ιουλίου 2005 (BRP_EUR)



8.3.2 Η ισοτιμία αγγλικής λίρας – αυστραλιανού δολαρίου

Η επόμενη ισοτιμία που εξετάζεται είναι αυτή μεταξύ αγγλικής λίρας και αυστραλιανού δολαρίου.

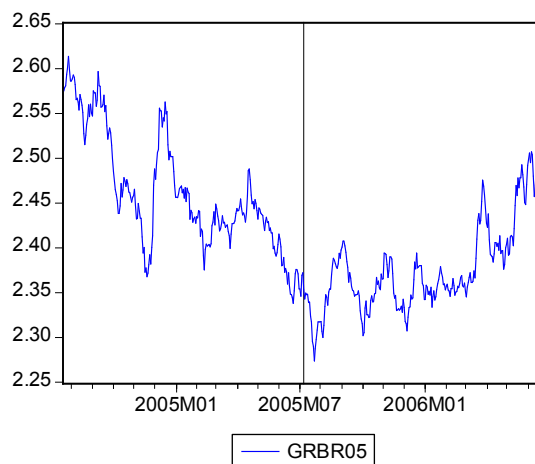
Πίνακας 48: Μέσοι μη κανονικών αποδόσεων μετά το χτύπημα της 7^{ης} Ιουλίου 2005 (BRP AUD)⁸

| Ημ/νία χτυπήματος | Event-day AR | | 6-day CAR | | 11-day CAR | | Days to rebound ^a |
|-------------------|--------------|---------|-----------|--------|------------|----------|------------------------------|
| 07-Ιουλ-05 | -0.07% | (-1.70) | -0.35% | (1.50) | -1.94% | (-5.07)* | 30 |

Σημείωση: Μέσα σε παρένθεση βρίσκονται οι τιμές t-statsits, το ^a απεικονίζει τον αριθμό των ημερών που χρειάστηκαν για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα πριν το χτύπημα, το * είναι ενδεικτικό ύπαρξης στατιστικής σημαντικότητας σε επίπεδο 5%

Από τον πίνακα αποτελεσμάτων μη κανονικής απόδοσης (Πίνακας 47) γίνεται ορατό πως η υπό εξέταση ισοτιμία επηρεάζεται αρνητικά από το τρομοκρατικό χτύπημα, καθώς οι μέσοι μη κανονικών αποδόσεων εμφανίζονται αρνητικοί σε όλη την εξεταζόμενη περίοδο και μάλιστα προκύπτει στατιστική σημαντικότητα τη χρονική στιγμή $t=10$. Εξάλλου, η πραγματική ισοτιμία χρειάστηκε 30 εμπορικές ημέρες για να επανέλθει σε επίπεδα προ χτυπήματος. Από το διάγραμμα 14, το οποίο απεικονίζει την πορεία της πραγματικής εξεταζόμενης ισοτιμίας σε μια περίοδο δύο περίπου ετών, γίνεται φανερή η υποτίμηση της αγγλικής λίρας έναντι του αυστραλιανού δολαρίου το αμέσως επόμενο διάστημα μετά το χτύπημα.

Διάγραμμα 14: Γραφική παράσταση της πορείας της αγγλικής λίρας έναντι του αυστραλιανού δολαρίου την περίοδο Αύγουστος 04 – Ιούνιος 06



Ο απαραίτητος επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller απεικονίζεται στον πίνακα 49 που ακολουθεί, απ' όπου προκύπτει η ύπαρξη στασιμότητας της χρονοσειράς της απόδοσης της εξεταζόμενης ισοτιμίας σε επίπεδα.

⁸Κωδικός αυστραλιανού δολαρίου: AUD

Πίνακας 49: Έλεγχος στασιμότητας με το επωξημένο Dickey-Fuller test για τη σειρά της απόδοσης λίρας-αυστραλιανού δολαρίου (Αύγουστος 04-Ιούνιος 06)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|-----------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -20.33527 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.443202 |
| | 5% level | -2.867101 |
| | 10% level | -2.569793 |

Παράλληλα, οι διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων (Πίνακας 50) αποδεικνύουν την απουσία προβλημάτων αυτοσυσχέτισης, αποτελέσματος ARCH και την μη κανονικότητα των καταλοίπων.

Πίνακας 50: Διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων της εξίσωσης 9 για τη σειρά της απόδοσης λίρας-αυστραλιανού δολαρίου (Αύγουστος 04-Ιούνιος 06)

| Σειρά | DW | p-value ARCH(1) | p-value ARCH(12) | Skewness | Kurtosis | p-value J-B test |
|------------|------|-----------------|------------------|----------|----------|------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 07-Ιουλ-05 | 1.81 | 0.96 | 0.02 | 0.32 | 3.96 | 0.00 |

Στην συνέχεια παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του EGARCH(1,1) μοντέλου (πίνακας 51). Αποδεικνύεται για ακόμη μια φορά πως το τρομοκρατικό χτύπημα έχει αρνητικό αποτέλεσμα στον μέσο των αποδόσεων της ισοτιμίας αφού ο συντελεστής c_1 είναι αρνητικός και παράλληλα στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 10% μόνο για την περίπτωση που η dummy μεταβλητή δεν περιλαμβάνεται στο μοντέλο της διακύμανσης. Ωστόσο, η διακύμανση δείχνει να μην επηρεάζεται από την πραγματοποίηση του γεγονότος από τη στιγμή που ο συντελεστής λ παρουσιάζεται μη στατιστικά σημαντικός.

Πίνακας 51: Conditional Volatility – Τα αποτελέσματα του χτυπήματος της 07^{ης} Ιουλίου 2005 (BRP_AUD)

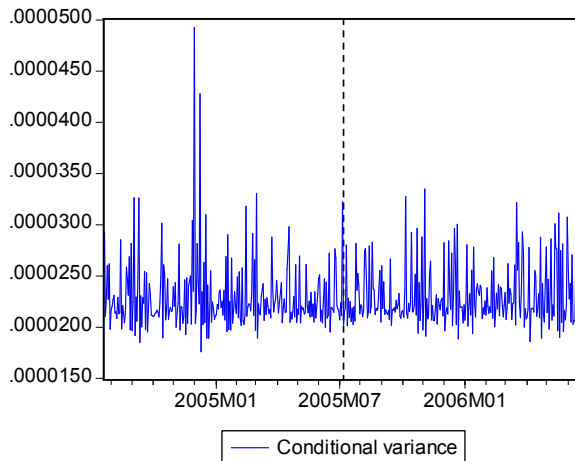
| | The conditional mean model | | The conditional variance model | | | | |
|------------------------------------|----------------------------|----------|--------------------------------|----------|---------|----------|-----------|
| | C_0 | C_1 | ω | α | β | γ | λ |
| 07-Ιουλ-05 | 0.00 | -0.003 | -14.30* | 0.07 | -0.33 | 0.10 | 0.26 |
| >> χωρίς την dummy στο EGARCH(1,1) | 0.00 | -0.003** | -14.13* | 0.06 | -0.31 | 0.10 | - |

* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%, ** Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 10%

Άξια αναφοράς κρίνεται η ύπαρξη και σε αυτή την περίπτωση του leverage effect από τη στιγμή που ο συντελεστής ασυμμετρίας (ω) είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός.

Εξετάζοντας το διάγραμμα της διακύμανσης (Διάγραμμα 14) σε έναν χρονικό ορίζοντα δύο περίπου ετών η μεταβλητότητα της διακύμανσης δείχνει ανεπηρέαστη από το χτύπημα της Al Qaida τον Ιούλιο του 2005.

Διάγραμμα 14: Γραφική παράσταση της διακύμανσης για το χτύπημα της 7^{ης} Ιουλίου 2005(BRP_AUD)



8.3.3 Η ισοτιμία αγγλικής λίρας – ιαπωνικού γιεν

Από την ήπειρο της Ασίας επιλέχθηκε να εξεταστεί η ισοτιμία της αγγλικής λίρας έναντι του γιεν της Ιαπωνίας.

Πίνακας 52: Μέσοι μη κανονικών αποδόσεων μετά το χτύπημα της 7^{ης} Ιουλίου 2005 (BRP_JEN)⁹

| Ημ/νία χτυπήματος | Event-day AR | | 6-day CAR | | 11-day CAR | | Days to rebound ^a |
|-------------------|--------------|----------|-----------|---------|------------|----------|------------------------------|
| 07-Ιουλ-05 | -0.01% | (-1.93)* | -0.29% | (-0.20) | -0.68% | (-4.90)* | 5 |

Σημείωση: Μέσα σε παρένθεση βρίσκονται οι τιμές t-statsites, το ^a απεικονίζει τον αριθμό των ημερών που χρειάστηκαν για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα πριν το χτύπημα, το * είναι ενδεικτικό ύπαρξης στατιστικής σημαντικότητας σε επίπεδο 5%

Από τον πίνακα μη κανονικών αποδόσεων γίνεται αντιληπτό πως η πραγματική ισοτιμία έχει επηρεαστεί αρνητικά από την πραγματοποίηση του χτυπήματος. Η ισοτιμία δείχνει να έχει μια σταδιακά αρνητικά αυξανόμενη απόσταση από την αναμενόμενη ομαλή απόδοση, η οποία όμως είναι μικρότερη του 1%. Η υπάρχουσα στατιστική σημαντικότητα τις χρονικές στιγμές t=0 και t=10 καθιστά αξιόπιστα τα αποτελέσματα που εξάγονται από την event study μεθοδολογία ενώ για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα προ χτυπήματος χρειάστηκαν 5 εμπορικές ημέρες.

Έχοντας παρουσιάσει τα αποτελέσματα της event study μεθοδολογίας η ανάλυση συνεχίζεται με την παρουσίαση των αποτελεσμάτων του EGARCH(1,1) υποδείγματος. Ο πίνακας 53 δείχνει τα αποτελέσματα του επαυξημένου ελέγχου Dickey-Fuller αποδεικνύοντας

⁹ Κωδικός ιαπωνικού γιεν: JEN

την ύπαρξη στασιμότητας στην χρονολογική σειρά των αποδόσεων της αγγλικής λίρας έναντι του ιαπωνικού γιεν.

Πίνακας 53: Έλεγχος στασιμότητας με το επαυξημένο Dickey-Fuller test για τη σειρά της απόδοσης λίρας-ιαπωνικού γιεν (Αύγουστος 04-Ιούνιος 06)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -21.25909 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.443202 | |
| 5% level | -2.867101 | |
| 10% level | -2.569793 | |

Η έλλειψη αυτοσυσχέτισης, αποτελέσματος ARCH αλλά και η ύπαρξη μη κανονικότητας στο EGARCH(1,1) μοντέλο προκύπτει από τον πίνακα διαγνωστικών ελέγχων των καταλοίπων (Πίνακας 54).

Πίνακας 54: Διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων της εξίσωσης 9 για τη σειρά της απόδοσης λίρας-ιαπωνικού γιεν (Αύγουστος 04-Ιούνιος 06)

| Ημ/νία χτυπήματος | DW | p-value ARCH(1) | p-value ARCH(12) | Skewness | Kurtosis | p-value J-B test |
|-------------------|------|-----------------|------------------|----------|----------|------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 07-Ιουλ-05 | 1.90 | 0.75 | 0.80 | -0.57 | 4.19 | 0.00 |

Ακολουθεί η εκτίμηση των εξισώσεων 9 και 10 με σκοπό τη μοντελοποίηση της μεταβλητότητας της διακύμανσης. Στο πίνακα 55 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του EGARCH(1,1) μοντέλου με και χωρίς την dummy μεταβλητή.

Πίνακας 55: Conditional Volatility – Τα αποτελέσματα του χτυπήματος της 7^{ης} Ιουλίου 05 (BRP_JEN)

| | <i>The conditional mean model</i> | | <i>The conditional variance model</i> | | | | |
|------------------------------------|-----------------------------------|----------|---------------------------------------|----------|---------|----------|-----------|
| | C_0 | C_1 | ω | α | β | γ | λ |
| 07-Ιουλ-05 | 0.0003* | -0.002 | -11.91* | -0.04 | -0.11 | -0.15* | 1.12 |
| >> χωρίς την dummy στο EGARCH(1,1) | 0.0003* | -0.002** | -10.80* | -0.05 | -0.01 | -0.14* | - |

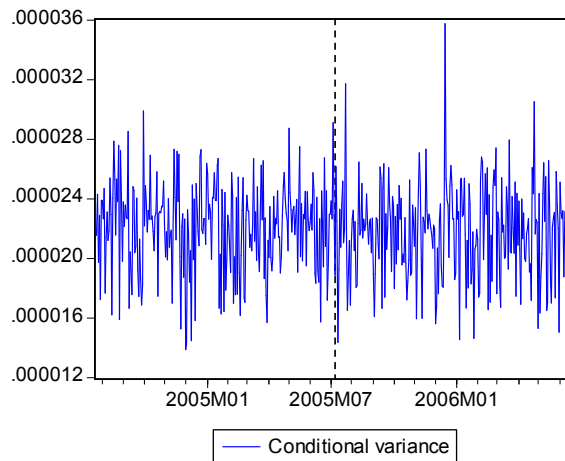
* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%, ** Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 10%

Ο συντελεστής ασυμμετρίας (ω) είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός και στις δύο περιπτώσεις αποδεικνύοντας πως η διακύμανση αυξάνεται κυρίως μετά από αρνητικά κατάλοιπα παρά από θετικά (leverage effect). Παράλληλα, ο συντελεστής γ είναι αρκετά μεγάλος κάτι που σημαίνει πως η διακύμανση κινείται αργά με το πέρασμα του χρόνου ενώ η έλλειψη στατιστικής σημαντικότητας του συντελεστή λ καθιστά αναξιόπιστη την εξαγωγή συμπερασμάτων σχετικά με

την χρονική εξάρτηση της διακύμανσης από την ημέρα πραγματοποίησης του τρομοκρατικού γεγονότος. Από την άλλη πλευρά ο συντελεστής c_1 εμφανίζεται αρνητικός και στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 10% υπονοώντας πως το τρομοκρατικό χτύπημα επιδρά αρνητικά στον μέσο των συναλλαγματικών αποδόσεων.

Η γραφική παράσταση που ακολουθεί (Διάγραμμα 15) απεικονίζει την πορεία της διακύμανσης της απόδοσης της εξεταζόμενης ισοτιμίας πριν και μετά το τρομοκρατικό χτύπημα της 7^{ης} Ιουλίου του 2005. Και σε αυτή την περίπτωση αποδεικνύεται και γραφικά πως η μεταβλητότητα της διακύμανσης παραμένει ανεπηρέαστη από την ημέρα του τρομοκρατικού συμβάντος και μετά.

Διάγραμμα 15: Γραφική παράσταση της διακύμανσης για το χτύπημα της 7^{ης} Ιουλίου 2005(BRP_JEN)



8.3.4 Η ισοτιμία αγγλικής λίρας – ραντ Νοτίου Αφρικής

Από την ήπειρο της Αφρικής επιλέχθηκε να εξεταστεί η ισοτιμία της αγγλικής λίρας έναντι του ραντ της Νοτίου Αφρικής. Από τα αποτελέσματα της event study μεθοδολογίας (Πίνακας 56) περί των μη ομαλών αποδόσεων φαίνεται ότι η συναλλαγματική ισοτιμία επηρεάζεται αρνητικά από το χτύπημα, καθώς παρατηρούνται αρνητικά AR και CARs με τους αθροιστικούς μέσους μάλιστα να επιδεικνύουν στατιστική σημαντικότητα στο επίπεδο του 5% ενώ χρειάστηκαν 308 ημέρες για την ανάκαμψη της ισοτιμίας σε προ του χτυπήματος επίπεδα.

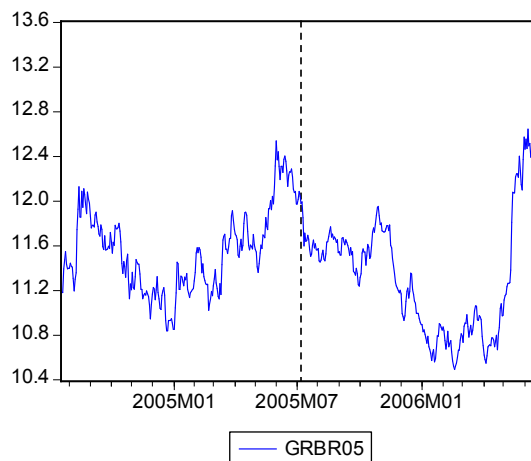
Πίνακας 56: Μέσοι μη κανονικών αποδόσεων μετά το χτύπημα της 7^{ης} Ιουλίου 2005 (BRP_ZAR)¹⁰

| Ημ/νία χτυπήματος | Event-day AR | | 6-day CAR | | 11-day CAR | | Days to rebound ^a |
|-------------------|--------------|---------|-----------|----------|------------|-----------|------------------------------|
| 07-Ιουλ-05 | -0.07% | (-1.14) | -3.46% | (-7.16)* | -5.43% | (-10.29)* | 308 |

Σημείωση: Μέσα σε παρένθεση βρίσκονται οι τιμές t-statsits, το ^a απεικονίζει τον αριθμό των ημερών που χρειάστηκαν για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα πριν το χτύπημα, το * είναι ενδεικτικό ύπαρξης στατιστικής σημαντικότητας σε επίπεδο 5%

Αναμφισβήτητα προκαλεί εντύπωση το χρονικό διάστημα που χρειάστηκε για να επανέλθει η ισοτιμία σε επίπεδα που υπήρχαν πριν το χτύπημα. Στο διάγραμμα 16 απεικονίζεται η πορεία της εξεταζόμενης ισοτιμίας σε ένα χρονικό ορίζοντα δύο περίπου ετών. Είναι ορατή η πτωτική τάση που υπάρχει στην ισοτιμία πριν το χτύπημα της Al Qaida, ωστόσο η τάση αυτή γίνεται πολύ πιο έντονη από τη στιγμή του χτυπήματος και μετά. Επίσης, δε θα πρέπει να λησμονούνται οι άλλοι παράγοντες που παίζουν ρόλο στη διαμόρφωση μιας συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Διάγραμμα 16: Γραφική παράσταση της πορείας της αγγλικής λίρας έναντι του ραντ την περίοδο Αύγουστος 04 – Ιούνιος 06



Περνώντας στην εκτίμηση του EGARCH(1,1) μοντέλου και στον απαραίτητο έλεγχο στασιμότητας της απόδοσης της αγγλικής λίρας έναντι του ραντ ο πίνακας 57 αποδεικνύει πως η χρονολογική σειρά είναι στάσιμη σε επίπεδα.

¹⁰ Κωδικός ραντ Νοτίου Αφρικής: ZAR

Πίνακας 57: Έλεγχος στασιμότητας με το επαυξημένο Dickey-Fuller test για τη σειρά της απόδοσης λίρας-ραντ Νοτίου Αφρικής (Αύγουστος 04-Ιούνιος 06)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -19.71559 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.443202 | |
| 5% level | -2.867101 | |
| 10% level | -2.569793 | |

Παράλληλα, βασιζόμενοι στα αποτελέσματα των διαγνωστικών ελέγχων των καταλοίπων της παλινδρόμησης του πίνακα 58 διαπιστώνεται πως εκλείπουν προβλήματα αυτοσυσχέτισης και αποτελέσματος ARCH όπως επίσης υπάρχουν ενδείξεις μη κανονικών καταλοίπων.

Πίνακας 58: Διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων της εξίσωσης 9 για τη σειρά της απόδοσης λίρας-ραντ Νοτίου Αφρικής (Αύγουστος 04-Ιούνιος 06)

| Σειρά | DW | p-value ARCH(1) | p-value ARCH(12) | Skewness | Kurtosis | p-value J-B test |
|------------|------|-----------------|------------------|----------|----------|------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 07-Ιουλ-05 | 1.88 | 0.81 | 0.55 | 0.30 | 3.86 | 0.00 |

Τα αποτελέσματα του EGARCH(1,1) μοντέλου (Πίνακας 59) δείχνουν να συμφωνούν με αυτά της event study μεθοδολογίας όσον αφορά τη μέση απόδοση. Αποδεικνύεται πως υπάρχει αρνητική συσχέτιση μεταξύ της μέσης απόδοσης της ισοτιμίας και της dummy μεταβλητής, η οποία είναι στατιστικά σημαντική. Όσον αφορά το μοντέλο της διακύμανσης, δεν υπάρχουν σαφείς ενδείξεις επηρεασμού της μεταβλητότητας της διακύμανσης από την πραγματοποίηση αυτού του τραγικού χτυπήματος από τη στιγμή που ο συντελεστής λ είναι μη στατιστικά σημαντικός. Το αρνητικό πρόσημο του συντελεστή ασυμμετρίας αποδεικνύει την ύπαρξη του leverage effect ενώ το μεγάλο μέγεθος του συντελεστή γ δείχνει πως οι διακυμάνσεις κινούνται αργά στο χρόνο. Εκτός αυτού, από τον συντελεστή της διακύμανσης με υστέρηση (β) μπορεί να εξαχθεί το συμπέρασμα πως το 81% της προηγούμενης μεταβλητότητας μεταφέρεται στην επόμενη περίοδο.

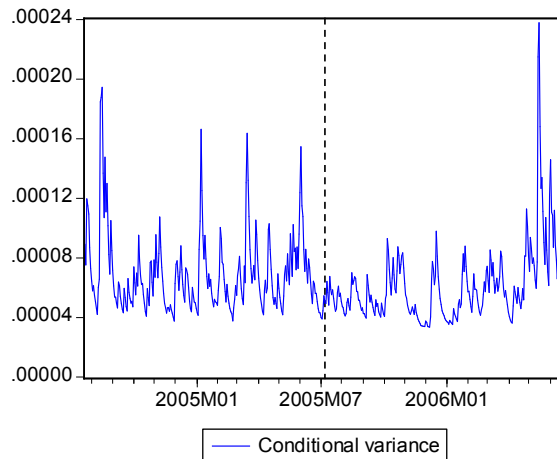
Πίνακας 59: Conditional Volatility – Τα αποτελέσματα του χτυπήματος της 7^{ης} Ιουλίου 2005 (BRP_ZAR)

| | The conditional mean model | | The conditional variance model | | | | |
|------------------------------------|----------------------------|---------|--------------------------------|----------|---------|----------|-----------|
| | C_0 | C_1 | ω | α | β | γ | λ |
| 07-Ιουλ-05 | 0.00 | -0.005 | -1.93* | 0.13* | 0.81* | 0.15* | 0.39 |
| >> χωρίς την dummy στο EGARCH(1,1) | 0.00 | -0.006* | -1.85* | 0.12* | 0.81* | 0.15* | - |

* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%, ** Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 10%

Η διαγραμματική παρουσίαση της διακύμανσης (Διάγραμμα 17) δείχνει πως δεν υπάρχει σημαντική επίπτωση του χτύπηματος στην μεταβλητότητα της.

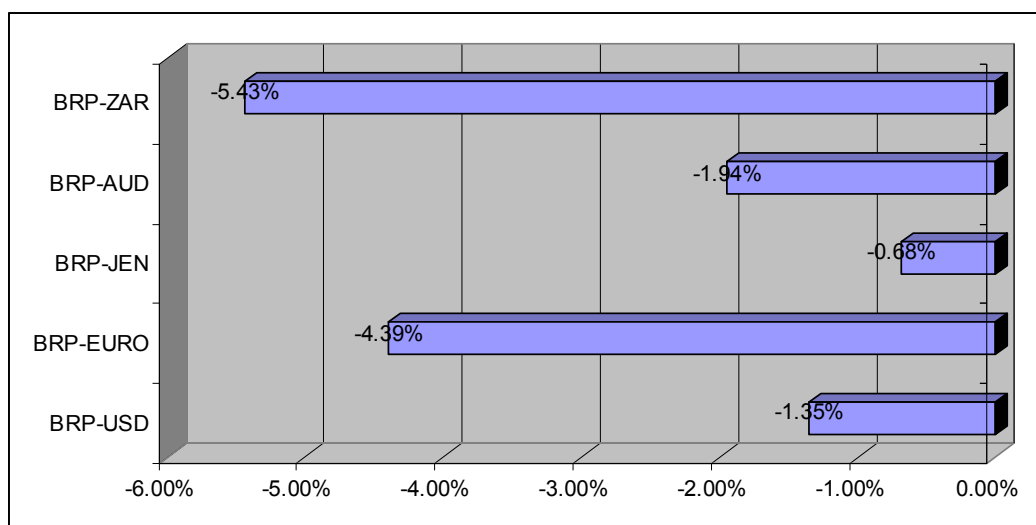
Διάγραμμα 17: Γραφική παράσταση της διακύμανσης για το χτύπημα της 7^{ης} Ιουλίου 2005(BRP_ZAR)



8.3.5 Σχολιασμός αποτελεσμάτων για το χτύπημα της 7^{ης} Ιουλίου 2005

Τα συνολικά αποτελέσματα της event study μεθοδολογίας για τις επιπτώσεις της επίθεσης της 7^{ης} Ιουλίου απεικονίζονται στο ακόλουθο διάγραμμα (Διάγραμμα 18), όπου εμφανίζονται οι αθροιστικοί μέσοι μη κανονικών αποδόσεων όλων των εξεταζόμενων ισοτιμιών τη στιγμή t=10.

Διάγραμμα 18: 11th day CARs για το χτύπημα της 7^{ης} Ιουλίου 2005



Σε όλες τις περιπτώσεις παρατηρούνται αρνητικοί μέσοι μη κανονικών αποδόσεων, με τις υψηλότερες τιμές να εμφανίζονται στις ισοτιμίες της αγγλικής λίρας έναντι του ραντ Νοτίου Αφρικής και του ευρώ.

Στον πίνακα 60 που ακολουθεί, παρουσιάζονται τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα των εξισώσεων 9 και 10, χωρίς να συμπεριλαμβάνεται η dummy μεταβλητή στο μοντέλο της διακύμανσης.

Πίνακας 60: Συγκεντρωτικά αποτελέσματα των εξισώσεων 9 και 10 για το χτύπημα της 7^{ης} Ιουλίου 2005¹¹

| Ισοτιμία | <i>The conditional mean model</i> | | <i>The conditional variance model</i> | | | |
|----------------|-----------------------------------|----------|---------------------------------------|----------|---------|----------|
| | C_0 | C_1 | ω | α | β | γ |
| BRP-USD | 0.00 | -0.003** | -16.61* | -0.20* | -0.58* | 0.15* |
| BRP-EUR | 0.00 | -0.003* | -15.53* | -0.03 | -0.35 | 0.12* |
| BRP-AUD | 0.00 | -0.003** | -14.13* | 0.06 | -0.31 | 0.10 |
| BRP-JEN | 0.0003* | -0.002** | -10.80* | -0.05 | -0.01 | -0.14* |
| BRP-ZAR | 0.00 | -0.006* | -1.85* | 0.12* | 0.81* | 0.15* |

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%, ** Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 10%

Σε όλες τις περιπτώσεις ο συντελεστής C_1 εμφανίζεται αρνητικός και στατιστικά σημαντικός, αποδεικνύοντας την αρνητική επίδραση αυτού του τραγικού χτυπήματος στο μέσο των αποδόσεων όλων των εξεταζομένων συναλλαγματικών ισοτιμιών.

¹¹ Τα αποτελέσματα του EGARCH(1,1) μοντέλου που περιλαμβάνουν την dummy μεταβλητή στο μοντέλο της διακύμανσης δεν επιδεικνύουν στατιστική σημαντικότητα και δεν παρουσιάζονται για εξοικονόμηση χώρου

Κεφάλαιο 9

Συμπεράσματα και προτάσεις για περαιτέρω έρευνα

Στην παρούσα εργασία πραγματοποιήθηκε μια προσπάθεια διερεύνησης των αντιδράσεων των αγορών συναλλάγματος μετά από τρομοκρατικές επιθέσεις που έλαβαν χώρα στην Ελλάδα και στη Μεγάλη Βρετανία. Για το σκοπό αυτό, εξετάστηκαν οι συναλλαγματικές ισοτιμίες της δραχμής και της αγγλικής λίρας έναντι του αμερικανικού δολαρίου. Επιπρόσθετα, εξετάστηκαν οι ισοτιμίες της αγγλικής λίρας έναντι του ευρώ, του γιεν, του αυστραλιανού δολαρίου και του ραντ Νοτίου Αφρικής σε μια προσπάθεια ελέγχου πιθανών επιπτώσεων στις αγορές συναλλάγματος από διεθνικής μορφής τρομοκρατία σε ένα ευρύτερο πλαίσιο. Τα εμπειρικά αποτελέσματα διαφέρουν τόσο στο εσωτερικό των δύο χωρών όσο και μεταξύ αυτών, ωστόσο προκύπτουν αποδείξεις για βιαιότερη αντίδραση των αγορών συναλλάγματος προερχόμενη από διεθνή τρομοκρατία.

Η χρήση της event study μεθοδολογίας στην Ελλάδα οδήγησε σε αποτελέσματα που αποδεικνύουν σημαντικές αρνητικές επιπτώσεις στην απόδοση της δραχμής μετά από επίθεση διεθνικής μορφής, όπως αυτό της 19^{ης} Απριλίου 1991-πρόωρη έκρηξη βόμβας στα γραφεία της Air courier service στην Πάτρα- αλλά και επίθεση με στόχο κυβερνητικό στέλεχος, όπως αυτό της 14^{ης} Ιουλίου 1992-απόπειρα δολοφονίας του υπουργού οικονομικών Γιάννη Παλαιοκρασά από τη 17 Νοέμβρη. Στη μεν πρώτη περίπτωση παρατηρούνται αρνητικοί μέσοι μη κανονικών αποδόσεων για διάστημα 5 ημερών μετά την επίθεση, στη δε δεύτερη σε όλη την εξεταζόμενη περίοδο των 10 ημερών μετά το χτύπημα. Η αρνητική επίδραση στην απόδοση της δραχμής μετά το χτύπημα της 19^{ης} Απριλίου 1991 ενισχύεται και από τα αποτελέσματα του EGARCH μοντέλου, από το οποίο προκύπτει πως ο μέσος των αποδόσεων συσχετίζεται αρνητικά με το τρομοκρατικό συμβάν. Αντίθετα αποτελέσματα προκύπτουν από ένα άλλο τρομοκρατικό χτύπημα διεθνικής μορφής, αυτό της 4^{ης} Ιουλίου 1994-δολοφονία του τούρκου πρόξενου Σιπαχίογλου στην περιοχή Παλαιό Φάληρο της Αττικής από τη 17 Νοέμβρη. Σ' αυτή την περίπτωση προκύπτουν θετικές μη κανονικές αποδόσεις, ωστόσο το χτύπημα πραγματοποιήθηκε σε μία περίοδο ανάκαμψης της δραχμής, η οποία είχε ξεκινήσει πριν την ημερομηνία του χτυπήματος και η οποία οφείλεται σε παράγοντες που δε σχετίζονται με την τρομοκρατία. Το ύψος των επιτοκίων, η νομισματική πολιτική της χώρας, η κατάσταση του ισοζυγίου πληρωμών και η διεθνής κερδοσκοπία είναι μερικοί από τους παράγοντες στους οποίους μπορεί να οφείλεται αυτή η συμπεριφορά. Ωστόσο, είναι γεγονός πως η ανοδική πορεία της δραχμής έμεινε

ανεπηρέαστη από το εν λόγω χτύπημα ενώ από το EGARCH υπόδειγμα δε βρέθηκε σημαντική συσχέτιση της συναλλαγματικής απόδοσης με το τρομοκρατικό χτύπημα. Από την άλλη πλευρά, δεν προκύπτουν ενδείξεις σημαντικών αρνητικών επιδράσεων από τρομοκρατικές επιθέσεις εγχώριας μορφής, όπως αυτά της 24^{ης} Ιανουαρίου και 19^{ης} Σεπτεμβρίου του 1994. Αποδεικνύεται λοιπόν, πως χτυπήματα διεθνικού χαρακτήρα με μεγάλο αριθμό θανάτων και χτυπήματα που στοχεύουν σημαίνοντα πολιτικά πρόσωπα προκαλούν βιαιότερη αντίδραση στη συναλλαγματική απόδοση ενώ σε καμία από τις εξεταζόμενες περιπτώσεις δεν αποδείχθηκε σημαντική επίδραση των τρομοκρατικών ενεργειών στη μεταβλητότητα των συναλλαγματικών αποδόσεων.

Αντικρουόμενα αποτελέσματα παρατηρούνται και στη Μεγάλη Βρετανία, χώρα με έντονη τρομοκρατική δραστηριότητα, με αποκορύφωμα τις βομβιστικές επιθέσεις της Al Qaeda στις 7 Ιουλίου του 2005. Τα αποτελέσματα της event study μεθοδολογίας παρέχουν σαφή πληροφόρηση για τον αρνητικό αντίκτυπο τρομοκρατικών επιθέσεων διεθνικού χαρακτήρα στη συναλλαγματική απόδοση της αγγλικής λίρας. Τόσο μετά τις βομβιστικές επιθέσεις της Al Qaeda όσο και μετά την έκρηξη βόμβας στην πτήση 103 Pan Am στις 21/12/1988 παρατηρούνται αρνητικοί μέσοι μη κανονικών αποδόσεων τουλάχιστον για τη στιγμή των 10 ημερών μετά το χτύπημα. Παράλληλα, τα αποτελέσματα του EGARCH υποδείγματος ενισχύουν το προηγούμενο συμπέρασμα για την περίπτωση των βομβιστικών επιθέσεων της Al Qaeda, καθώς προκύπτει στατιστικά σημαντική αρνητική συσχέτιση του μέσου των συναλλαγματικών αποδόσεων με το τρομοκρατικό συμβάν. Τα τρομοκρατικά χτυπήματα της 12^{ης} Οκτωβρίου 1984-βομβιστική επίθεση του IRA σε ξενοδοχείο όπου διέμενε η πρωθυπουργός Μάργκαρετ Θάτσερ-, 20^{ης} Ιουλίου 1982-βομβιστική επίθεση του IRA εναντίων αστυνομικών στο κέντρο του Λονδίνου- και 9^{ης} Φεβρουαρίου 1996-έκρηξη βόμβας στην περιοχή Docklands του Λονδίνου από τον IRA- αποτελούν εγχώρια τρομοκρατικά χτυπήματα με σαφώς λιγότερα θύματα, συγκριτικά με τα προηγούμενα χτυπήματα διεθνικής μορφής, και δεν προκάλεσαν καμία αρνητική αντίδραση στην συναλλαγματική απόδοση της αγγλικής λίρας, καθώς και στις τρεις περιπτώσεις προέκυψαν θετικοί μέσοι μη κανονικών αποδόσεων. Εξάλλου, τα αποτελέσματα των EGARCH υποδειγμάτων δεν έδειξαν κάποια αξιοσημείωτη επίδραση τόσο στο μέσο των αποδόσεων όσο και στη μεταβλητότητα της διακύμανσης αυτών.

Η πιο ξεκάθαρη εικόνα αρνητικών επιπτώσεων τρομοκρατικού χτυπήματος στην συναλλαγματική απόδοση προκύπτει από την εξέταση των ισοτιμιών της αγγλικής λίρας έναντι των νομισμάτων των ΗΠΑ, της Ευρωπαϊκής Ένωσης, της Ιαπωνίας, της Αυστραλίας και της Νοτίου Αφρικής μετά το χτύπημα της 7^{ης} Ιουλίου 2005 στο Λονδίνο από την Al Qaeda. Σε όλες τις εξεταζόμενες περιπτώσεις παρατηρούνται αρνητικοί μέσοι μη κανονικών αποδόσεων, επιδεικνύοντας στατιστική σημαντικότητα τουλάχιστον για τη στιγμή των 10 ημερών μετά την

πραγματοποίηση των επιθέσεων (εξαίρεση αποτελεί η ισοτιμία λίρας-αμερικανικού δολαρίου). Πέραν τούτου, τα EGARCH υποδείγματα δείχνουν σημαντική αρνητική επίπτωση των επιθέσεων στον μέσο των συναλλαγματικών αποδόσεων. Ο συντελεστής της dummy μεταβλητής, όσον αφορά το μέσο, εμφανίζεται αρνητικός και παράλληλα στατιστικά σημαντικός συνηγορώντας στο προηγούμενο συμπέρασμα. Ωστόσο, αυτή η στατιστική σημαντικότητα εξαφανίζεται με την εισαγωγή της dummy μεταβλητής στο μοντέλο της διακύμανσης, κάτι που χρήζει περαιτέρω έρευνας.

Συγκρίνοντας τα αποτελέσματα των δύο χωρών, προκύπτει ταύτιση σχετικά με τις αντιδράσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών μετά από διεθνικής μορφής τρομοκρατικά χτυπήματα. Δε συμβαίνει όμως το ίδιο και στην περίπτωση χτυπημάτων με στόχο κυβερνητικά στελέχη. Η επίθεση της 17 Νοέμβρη στον υπουργό οικονομικών Γιάννη Παλαιοκρασά, που κρίνεται όμοια με την επίθεση του IRA στο ξενοδοχείο όπου διέμενε η πρωθυπουργός Μάργκαρετ Θάτσερ με το επιτελείο της, προκάλεσε βιαιότερη αντίδραση στην απόδοση της δραχμής συγκριτικά με την αντίδραση της λίρας μετά το αντίστοιχο χτύπημα στη Μεγάλη Βρετανία, γεγονός που καθιστά ωριμότερη τη βρετανική αγορά συναλλάγματος σε τέτοιου είδους εξωγενείς παράγοντες, όπως η τρομοκρατία.

Η εργασία που πραγματοποιήθηκε στόχευε στη διερεύνηση των άμεσων, βραχυπρόθεσμων αντιδράσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών μετά από την πραγματοποίηση τρομοκρατικών γεγονότων. Αποτελεί πραγματικότητα όμως, το γεγονός πως η συναλλαγματική ισοτιμία επηρεάζεται από μια σειρά παραγόντων, όπως ο τουρισμός και οι εισαγωγές, που απαιτούν αρκετό χρόνο ώστε να ενσωματωθεί η πληροφορία του τρομοκρατικού συμβάντος σε αυτούς, με συνεπακόλουθο αποτέλεσμα να καθυστερεί η ενδεχόμενη μεταβολή των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Κρίνεται ενδιαφέρουσα λοιπόν, η διερεύνηση των αντιδράσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών σε ένα περισσότερο μακροπρόθεσμο διάστημα, κάτι που μπορεί να αποτελέσει αντικείμενο μελλοντικής έρευνας. Τέλος, ενδιαφέρον αντικείμενο μελέτης θα ήταν η αξιολόγηση των συνεπειών της τρομοκρατίας σε ένα μοντέλο στο οποίο θα περιλαμβάνονται επιπλέον επεξηγηματικές μεταβλητές που προσδιορίζουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες, όπως οι εισαγωγές, οι εξαγωγές και το επιτόκιο, διερευνώντας παράλληλα τη συμπεριφορά των μεταβλητών αυτών μετά την ενσωμάτωση στο μοντέλο της πληροφορίας του τρομοκρατικού περιστατικού με τη μορφή της dummy μεταβλητής.

Βιβλιογραφία

Ξενόγλωσση

- Abadie, Alberto and Javier Gardeazabal (2003), “The Economic Cost of Conflict: A Case Study of the Basque Country”, *American Economic Review*, 93(1), 113-132.
- Abadie, A., & Gardeazabal, J. (2008), “Terrorism and the world economy”, *European Economic Review* 52, 1-27.
- Abel, A. B. and B.S. Bernanke (1998) *Macroeconomics*. Third Edition. Reading, Massachusetts: Addison-Wesley
- Arize, A.C, T. Osang and D.J. Slottje (2000), “Exchange-Rate Volatility and Foreign Trade: Evidence from Thirteen LDC’s”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 18(1), 10-17
- Barros, C., & Gil-Alana, L. (2008), “Stock market returns and terrorist violence: evidence from the Basque Country”, *Applied Economics Letters*, 1(5).
- Blomberg, S. Brock, Gregory D. Hess, and Athanasios Orphanides (2004), “The Macroeconomic Consequences of Terrorism,” *Journal of Monetary Economics*, 51(5), 1007-1032.
- Blomberg, S. Brock, Gregory D. Hess, and Akila Weerapana (2004), “Economic Conditions and Terrorism,” *European Journal of Political Economy*, 20(2), 463-478.
- Blonigen, Bruce A. 1997. “Firm-Specific Assets and the Link Between Exchange Rates and Foreign Direct Investment.” *American Economic Review* 87, 447-465.
- Brück and Wickström (2004) “The Economic Consequences of Terror”, *European Journal of Political Economy*, 20(2), 293-300
- Burda, M. and C. Wyplosz (2005) *Macroeconomics. A European Text*, Fourth Edition. Oxford: Oxford University Press
- Cameron, S.; D. Kihangire and D. Potts (2005); “Has Exchange Rate Volatility Reduced Ugandan Coffee Export Earnings?” Bradford Centre for International Development (BCID), University of Bradford, Bradford, U.K.
- Campa, Jose Manuel. (1993). “Entry by Foreign Firms in the United States under Exchange Rate Uncertainty.” *Review of Economics and Statistics*, 75, 614-622.
- Capel, Jeannette. (1992). “How to Service a Foreign Market Under Uncertainty: A Real Option Approach.” *European Journal of Political Economy*, 8, 455-475.
- Chen, Andrew H. and Thomas F. Siems (2004), “The Effects of Terrorism on Global Capital Markets,” *European Journal of Political Economy*, 20(2), 249-266.

- Chowdhury, Abdur R. 1993. "Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error-Correction Models." *Review of Economics and Statistics*, 75,700-706.
- Collier, Paul, V. L. Elliott, Håvard Hegre, Anke Hoeffler, Marta Reynal-Querol, and Nicholas Sambanis (2003), *Breaking the Conflict Trap: Civil War and Development Policy* (Washington, DC: World Bank and Oxford University Press).
- Collier, Paul and Anke Hoeffler (2004), "Greed and Grievance in Civil War," *Oxford Economic Papers*, 56(4), 563-595.
- Collier, Paul and Nicholas Sambanis (2002), "Understanding Civil Wars: A New Agenda," *Journal of Conflict Resolution*, 46(1), 3-12.
- Cushman, David O. 1988. "Exchange-Rate Uncertainty and Foreign Direct Investment in the United States." *Review of World Economics*, 124,322-336.
- Cushman, David O. 1985. "Real Exchange Rate Risk, Expectations, and the Level of Direct Investment." *Review of Economics and Statistics* 67, 297-308.
- Drakos Konstantinos (2004), "Terrorism-Induced Structural Shifts in Financial Risk: Airline Stocks in the Aftermath of the September 11th Terror Attacks," *European Journal of Political Economy*, 20(2), 436-446.
- Drakos Konstantinos and Ali M. Kutan (2003), "Regional Effects of Terrorism on Tourism in Three Mediterranean Countries," *Journal of Conflict Resolution*, 47(5), 621-641.
- Eckstein, Zvi and Daniel Tsiddon (2004), "Macroeconomic Consequences of Terror: Theory and the Case of Israel," *Journal of Monetary Economics*, 51(5), 971-1002.
- Eldor, Rafi and Rafi Melnick (2004), "Financial Markets and Terrorism," *European Journal of Political Economy*, 20(2), 367-386.
- Enders, Walter and Todd Sandler (1991), "Causality between Transnational Terrorism and Tourism: The Case of Spain," *Terrorism*, 14(1), 49-58.
- Enders, Walter and Todd Sandler (1993), "The Effectiveness of Anti-Terrorism Policies: A Vector-Autoregression-Intervention Analysis," *American Political Science Review*, 87(4), 829-844.
- Enders, Walter and Todd Sandler (1996), "Terrorism and Foreign Direct Investment in Spain and Greece," *Kyklos*, 49(3), 331-352.
- Enders, Walter and Todd Sandler (2004), "What Do We Know About the Substitution Effect in Transnational Terrorism?," in Andrew Silke (ed.), *Research on Terrorism: Trends, Achievements and Failures* (London: Frank Cass), 119-137.
- Enders, Walter and Todd Sandler (2005), "Distribution of Transnational Terrorism among Countries by Income Class and Geography after 9/11," *International Studies Quarterly*, 49(4)

- Enders, Walter and Todd Sandler (2006), *The Political Economy of Terrorism* (Cambridge: Cambridge University Press).
- Enders, Walter, Todd Sandler, and Gerald F. Parise (1992), “An Econometric Analysis of the Impact of Terrorism on Tourism,” *Kyklos*, 45(4), 531-554.
- Engel, Charles, and John H. Rogers. (1996). “How Wide Is the Border?” *American Economic Review*, 86,1112-1125.
- Fama, Eugene F. et al (1969) “The Adjustment of Stock Prices to New Information,” *Int. Econ.Rev.*, 10(1), 1–21.
- Frey, R. (2005); “Exchange Rate Volatility and International Trade- Some GARCH Estimations Stress the Importance of Trade Diversification”, International Economics, Rockstock University, Germany
- Froot, Kenneth A., and Jeremy C. Stein (1991) “Exchange Rates and Foreign Direct Investment: An Imperfect Capital Markets Approach.” *Quarterly Journal of Economics*, 106,1191-1217.
- Gassebner, M., A. Keck and R. Teh (2005) ‘The Impact of disasters and terrorism on international trade.’, διαθέσιμο στο <http://www.gao.gov/new.items/d06150.pdf>
- Goldberg, Linda S., and Charles D. Kolstad. 1995. “Foreign Direct Investment, Exchange Rate Variability and Demand Uncertainty.” *International EconomicReview*, 36,855-873.
- Gorg, Holger, and Katherine Wakelin. (2002) “The Impact of Exchange Rate Volatility on US Direct Investment.” *Manchester School*,70,380-397.
- Gupta, Sanjeev, Benedict Clements, Rina Bhattacharya, and Shamit Chakravarti (2004). “Fiscal Consequences of Armed Conflict and Terrorism in Low- and Middle-Income Countries,” *European Journal of Political Economy*, 20(2), 403-421.
- Haj-Yehia, S. (2006) ‘Terrorizing Consumers and Investors’, January 2006, διαθέσιμο στο http://www.aeaweb.org/annual_mtg_papers/2006/0108_1300_1202.pdf
- Hon, M., Strauss, J., & Yong, Sk. (2004). Contagion in financial markets after September 11: myth or reality? *The Journal of Financial Research* XXVII, 95-114.
- Itagaki, Takao. (1981). “The Theory of the Multinational Firm under Exchange Rate Uncertainty.” *Canadian Journal of Economics*, 14, 276-297.
- Ito, Harumi and Darin Lee (2004), “Assessing the Impact of the September 11 Terrorist Attacks on U.S. Airline Demand,” unpublished manuscript, Brown University, Providence, RI.
- Ito, Takatoshi (2000). “Capital Flows in Asia.” *Capital Flows And The Emerging Economies: Theory, Evidence And Controversies*, edited by S. Edwards. Chicago, IL: University of Chicago Press.

- Jackson, Brian A., L. Dixon and V.A. Greenfield (2007) *Economically Targeted Terrorism, A Review of the Literature and a Framework for Considering Defensive Approaches*, Santa Monica: RAND Corporation
- Kollias C., Papadamou S., Stagiannis A., (2009) “Terrorism and capital markets: The effects of the Madrid and London bomb attacks”, υπό δημοσίευση
- Kollias C., Papadamou S., Stagiannis A., (2009) “ Armed Conflicts and Capital Markets: The case of the Israeli Military Offensive in the Gaza Strip”, *Journal of defence and peace economics*, special issue
- Kunreuther, Howard, Erwann Michel-Kerjan, and Beverly Porter (2003), “Assessing, Managing and Financing Extreme Events: Dealing with Terrorism,” National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- McKenna, J. (2005) ‘Implications of Transnational Terrorism on International Trade’, διαθέσιμο στο <http://www.econ.duke.edu/dje/2006/McKenna.pdf>
- Mickolus, Edward F., Todd Sandler, Jean M. Murdock, and Peter Flemming (2004), *International Terrorism: Attributes of Terrorist Events, 1968-2003* (ITERATE)
- Murdoch, James C. and Todd Sandler (2002), “Economic Growth, Civil Wars, and Spatial Spillovers,” *Journal of Conflict Resolution*, 46(1), 91-110.
- Nitsch, Volker and Dieter Schumacher (2004), “Terrorism and International Trade: An Empirical Investigation,” *European Journal of Political Economy*, 20(2) 423-433.
- Pain, Nigel, and Desirre van Welsum. (2003). “Untying The Gordian Knot: The Multiple Links Between Exchange Rates and Foreign Direct Investment.” *Journal of Common Market Studies*, 41,823–846.
- Pozo, Susan (1992) “Conditional Exchange-Rate Volatility and the Volume of International Trade: Evidence from the Early 1900s.” *Review of Economics and Statistics*, 74,325-329.
- Rivoli, Pietra, and Eugene Salorio. (1996). “Foreign Direct Investment and Investment under Uncertainty.” *Journal of International Business Studies*, 27,335-357.
- Sandler, Todd (2003), “Collective Action and Transnational Terrorism,” *World Economy*, 26(2), 779-802.
- Sazanami, Yoko, Seiji Yoshimura, and Kozo Kiyota. (2003). “Japanese Foreign Direct Investment to East Asia and Exchange Rate Policies: Some Longer Term Policy Implications after the Crisis.” *Keio Economic Studies*, 40, 1-26.
- Schwert, G. William. (1981) “Using Financial Data to Measure Effects of Regulation,” *J. Law Econ.*, 24(1), 121–158.

- Tavares, Jose (2004), "The Open Society Assesses its Enemies: Shocks, Disasters and Terrorist Attacks," *Journal of Monetary Economics*, 51(5), 1039-1070.
- Urata, Shujiro, and Hiroki Kawai. (2000). "The Determinants of the Location of Foreign Direct Investment by Japanese Small and Medium-sized Enterprises." *Small Business Economics*, 15,79-103.
- Vergil, H. (2002) "Exchange Rate Volatility in Turkey and its Effect on Trade Flows", *Journal of Economic and Social Research* 4(1), 83-89.

Ελληνόγλωσση

- Ευθυμιάδου Πρ., Μπαλλάς Απ.,(2003). *Χρηματοδοτικοί οργανισμοί και αγορές*, εκδόσεις Μπένου, Αθήνα
- Χάλκος Γ. (2005), *Στατιστική Θεωρία Εφαρμογές & Χρήση Στατιστικών Προγραμμάτων σε Η/Υ*, εκδόσεις Τυπωθήτω, Αθήνα
- Χάλκος Γ. (2006), *Οικονομετρία θεωρία και πράξη*, Γκιούρδας εκδοτική, Αθήνα