



ΕΝΤΟΠΙΣΜΟΣ ΑΜΕΣΩΝ ΣΥΖΕΥΞΕΩΝ ΣΕ ΠΟΛΥΜΕΤΑΒΛΗΤΑ ΣΥΣΤΗΜΑΤΑ

Παπάνα Αγγελική, Κουγιουμτζής Δημήτρης

Γενικό Τμήμα Πολυτεχνικής σχολής Α.Π.Θ.

agrapana@gen.auth.gr, dkugiu@gen.auth.gr

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Στην εργασία αυτή εξετάζονται δύο μέτρα άμεσης αιτιότητας σε χρονοσειρές, η δεσμευμένη αιτιότητα Granger (CGC) και η μερική εντροπία μεταφοράς (PTE), την οποία πρόσφατα αναπτύξαμε ως επέκταση της εντροπίας μεταφοράς. Η στατιστική σημαντικότητα των μέτρων εξετάζεται με έλεγχο τυχαιοποίησης, ενώ για το CGC χρησιμοποιείται και παραμετρικός έλεγχος, καθώς η μηδενική κατανομή του είναι γνωστή. Τα αποτελέσματα προσομοιώσεων σε γραμμικά συστήματα έδειξαν πως το CGC αναδεικνύει τις αληθείς άμεσες σχέσεις αιτιότητας με μεγαλύτερη ακρίβεια όταν το μήκος των χρονοσειρών είναι μικρό, ενώ το PTE τείνει προς την ίδια ακρίβεια καθώς το μήκος αυξάνει. Σε μη-γραμμικά συστήματα, το PTE υπερέχει φανερά του CGC, ακόμα και για μικρά μήκη χρονοσειρών. Το βασικό μειονέκτημα του PTE είναι ότι η απαίτηση σε μέγεθος δεδομένων αυξάνει εκθετικά με το πλήθος των μεταβλητών στο σύστημα, αφού βασίζεται στην εκτίμηση της από κοινού συνάρτησης κατανομής όλων των μεταβλητών. Τέλος, εφαρμόσαμε το CGC και PTE σε διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές για να διερευνήσουμε κατά πόσο ισχυρές αγορές, όπως των ΗΠΑ, Γερμανίας και Ιαπωνίας, έχουν άμεση επίδραση σε άλλες αγορές.

Λέξεις Κλειδιά: άμεση αιτιότητα κατά Granger, εντροπία μεταφοράς, έλεγχος τυχαιοποίησης

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η εκτίμηση αλληλεπιδράσεων σε πολύ-μεταβλητές χρονοσειρές μας επιτρέπει να κατανοήσουμε τις σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών ή τις συζεύξεις (coupling) μεταξύ υπο-συστημάτων και γενικότερα τη δομή ενός πολύ-μεταβλητού και συχνά πολύπλοκου δυναμικού συστήματος. Χαρακτηριστικά παραδείγματα τέτοιων συστημάτων είναι η χρηματιστηριακή αγορά (Schweitzer et al, 2009) και το δυναμικό του εγκεφάλου (Dana et al, 2009). Η αλληλεπίδραση παραπέμπει στην κατά Granger αιτιότητα (Granger causality) δύο τυχαίων μεταβλητών X_1 και X_2 (Granger 1969). Αν υπάρχει μια τρίτη μεταβλητής X_3 , η αιτιώδης σχέση των X_1 και X_2 μπορεί να είναι είτε άμεση ή έμμεση, δηλαδή μέσω της σχέσης της κάθε μιας με τη X_3 .

Στην εργασία αυτή εξετάζουμε δύο μέτρα άμεσης αιτιότητας, ένα γραμμικό μέτρο που βασίζεται στην κατά Granger αιτιότητα, και ένα μη γραμμικό μέτρο, το οποίο είναι επέκταση της εντροπίας μεταφοράς (Schreiber, 2000).

2. ΜΕΤΡΑ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΚΑΙ ΕΛΕΓΧΟΙ ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑΣ

Η «αιτιότητα Granger» βασίζεται στην ιδέα ότι αν η πρόβλεψη των τιμών μιας χρονοσειράς X_1 βελτιώνεται με την χρήση των τιμών της X_2 , τότε λέμε ότι η X_2 «οδηγεί» την X_1 . Έστω δύο χρονοσειρές $\{x_1(t)\}$ και $\{x_2(t)\}$, $t=1, \dots, n$, στις οποίες προσαρμόζεται ένα διμεταβλητό αυτοπαλινδρομούμενο μοντέλο τάξης P

$$x_1(t+1) = \sum_{j=0}^{P-1} a_{1,j} x_1(t-j) + \sum_{j=0}^{P-1} a_{2,j} x_2(t-j) + \varepsilon_1(t+1) \quad (1)$$

όπου $a_{1,j}, a_{2,j}$ είναι οι συντελεστές του μοντέλου και ε_1 τα υπόλοιπα της προσαρμογής του μοντέλου. Εάν η διασπορά των υπολοίπων του «μη-περιορισμένου» (unrestricted) μοντέλου στην (1), s_{1U}^2 , είναι μικρότερη από αυτήν για το «περιορισμένο» (restricted) μοντέλο που δε συμπεριλαμβάνει τη X_2 (το δεύτερο άθροισμα στην (1)), s_{1R}^2 , τότε η μεταβλητή X_2 «οδηγεί κατά Granger» την X_1 (Granger, 1969). Το μέγεθος της επίδρασης της X_2 στη X_1 δίνεται από το δείκτη της αιτιότητας κατά Granger που ορίζεται ως $GC_{X_2 \rightarrow X_1} = \ln(s_{1R}^2 / s_{1U}^2)$. Θεωρώντας επιπλέον τη μεταβλητή X_3 στο μοντέλο της (1) (προσθέτοντας έναν επιπλέον όρο αθροίσματος ως προς X_3) και ορίζοντας το μη-περιορισμένο και περιορισμένο μοντέλο κατά τον ίδιο τρόπο, ο δείκτης της δεσμευμένης αιτιότητας κατά Granger είναι αντίστοιχα $CGC_{X_2 \rightarrow X_1 | X_3} = \ln(s_{1R}^2 / s_{1U}^2)$. Με τον ίδιο τρόπο ο δείκτης CGC ορίζεται για περισσότερες μεταβλητές (Geweke, 1982). Θεωρώντας τον F-έλεγχο σημαντικότητας για κάθε έναν από τους P συντελεστές $a_{2,j}$ και με την απαραίτητη διόρθωση λόγω πολλαπλών ελέγχων (π.χ. Bonferroni), έχουμε τον παραμετρικό έλεγχο σημαντικότητας για τα GC και CGC, ώστε να ελέγξουμε την μηδενική υπόθεση ότι η μεταβλητή X_2 δεν «οδηγεί» την X_1 (Granger, 1969).

Η εντροπία μεταφοράς (transfer entropy) ορίζει την αιτιότητα κατά Granger με εντροπίες αντί γραμμικών μοντέλων. Θεωρώντας το διάνυσμα των τελευταίων P τιμών για τη X_1 , $\mathbf{x}_{1,t} = [x(t), x(t-1), \dots, x(t-P+1)]'$, και αντίστοιχα για τη X_2 , η εντροπία μεταφοράς από την μεταβλητή X_2 στη X_1 ορίζεται ως (Schreiber, 2000)

$$\begin{aligned} TE_{X_2 \rightarrow X_1} &= H(x_{1,t+1} | \mathbf{x}_{1,t}) - H(x_{1,t+1} | \mathbf{x}_{1,t}, \mathbf{x}_{2,t}) \\ &= H(\mathbf{x}_{1,t}, \mathbf{x}_{2,t}) - H(x_{1,t+1}, \mathbf{x}_{1,t}, \mathbf{x}_{2,t}) + H(x_{1,t+1}, \mathbf{x}_{1,t}) - H(\mathbf{x}_{1,t}) \end{aligned} \quad (2)$$

όπου $H(x)$ είναι η εντροπία Shannon της μεταβλητής X , $H(x) = -\sum p(x) \ln p(x)$.

Πρόσφατα επεκτείναμε την εντροπία μεταφοράς για πολλές μεταβλητές στη λεγόμενη μερική εντροπία μεταφοράς (partial transfer entropy) που μετρά την άμεση επίδραση της X_2 στη X_1 παρουσία όλων των υπολοίπων μεταβλητών (Papan and Kugiumtzis, 2011). Στην περίπτωση τριών μεταβλητών X_1, X_2, X_3 η μερική εντροπία μεταφοράς ορίζεται ως (Papan and Kugiumtzis, 2011)

$$PTE_{X_1 \rightarrow X_1 | X_3} = H(x_{1,t+1} | \mathbf{x}_{1,t}, \mathbf{x}_{3,t}) - H(x_{1,t+1} | \mathbf{x}_{1,t}, \mathbf{x}_{2,t}, \mathbf{x}_{3,t}). \quad (3)$$

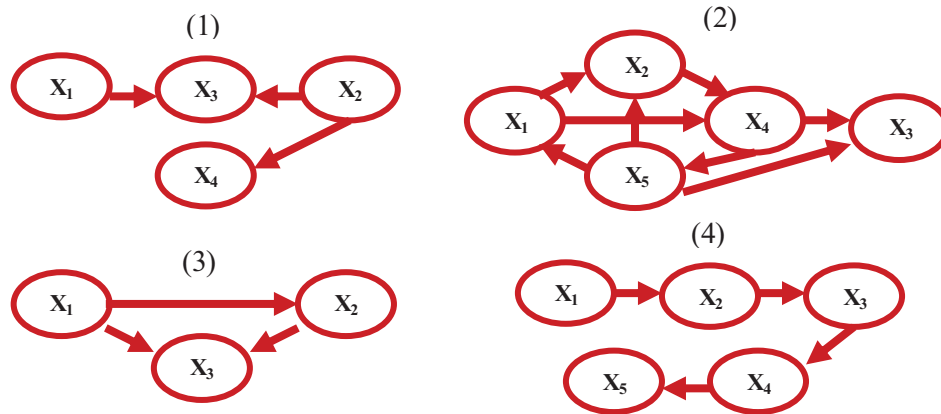
Γενικά τα στοιχεία των διανυσμάτων $\mathbf{x}_{1,t}, \mathbf{x}_{2,t}, \mathbf{x}_{3,t}$ μπορούν να διαφέρουν σε πλήθος και να επιλεγθούν με μη-ομοιόμορφο τρόπο, αλλά για τις ανάγκες της εργασίας θα περιοριστούμε μόνο στην παράμετρο P όπως και για το CGC.

Η στατιστική σημαντικότητα της PTE εξετάστηκε με έλεγχο τυχαιοποίησης, καθώς ο εκτιμητής της δεν ακολουθεί γνωστή κατανομή. Δημιουργούμε M υποκατάστατες χρονοσειρές μήκους n ώστε να είναι συνεπείς ως προς την H_0 : η X_2 δεν επιδρά στη X_1 . Για να αποτρέψουμε τυχόν επίδραση της X_2 στη X_1 , χωρίς όμως να αλλάξουμε τη δυναμική στην κάθε μια, επιλέγουμε τυχαία έναν αριθμό $d < n$ και οι d πρώτες τιμές της χρονοσειράς $\{x_2(t)\}$ μεταφέρονται στο τέλος της. Οι άλλες χρονοσειρές μένουν ως έχουν. Υπολογίζουμε την PTE στην αρχική πολυ-μεταβλητή χρονοσειρά, έστω q_0 , και σε κάθε μια από τις υποκατάστατες πολυ-μεταβλητές χρονοσειρές, έστω $q_1, q_2, \dots, q_M$. Αν το q_0 βρίσκεται στην ουρά της εμπειρικής κατανομής των $q_1, \dots, q_M$, τότε η H_0 απορρίπτεται. Για δίπλευρο έλεγχο, αν r_0 είναι η τάξη του q_0 στην κατάταξη κατά αύξουσα σειρά των $q_0, q_1, \dots, q_M$ η p -τιμή του ελέγχου είναι $2(r_0 - 0.326)/(M + 1 + 0.348)$ αν $r_0 < (M + 1)/2$ και $2[1 - (r_0 - 0.326)/(M + 1 + 0.348)]$ αν $r_0 \geq (M + 1)/2$, εφαρμόζοντας τη διόρθωση των Yu and Huang (2001).

3. ΠΡΟΣΟΜΟΙΩΣΕΙΣ ΣΕ ΓΝΩΣΤΑ ΣΥΣΤΗΜΑΤΑ

Η αξιολόγηση των μέτρων CGC, PTE γίνεται μέσω Monte Carlo προσομοιώσεων σε πολυ-μεταβλητά συζευγμένα συστήματα (coupled systems): (1) σύστημα τεσσάρων γραμμικά συζευγμένων αυτοπαλινδρομούμενων διαδικασιών τάξης 5, VAR(5) (Winterhalder, 2005, Eq.12), (2) σύστημα πέντε γραμμικά συζευγμένων αυτοπαλινδρομούμενων διαδικασιών (Schelter, 2006), (3) σύστημα τριών διαδικασιών με γραμμικές και μη-γραμμικές συζεύξεις (Gourevitch, 2006, Model 7), (4) σύστημα πέντε συζευγμένων απεικονίσεων Henon, για $c=0.3$ (Papana and Kugiumtzis, 2011, όπως το σύστημα S2). Οι συζεύξεις των 4 συστημάτων δίνονται στο Σχήμα 1.

Σχήμα 1. Συζεύξεις μεταξύ μεταβλητών για τα συστήματα προσομοιώσεων.

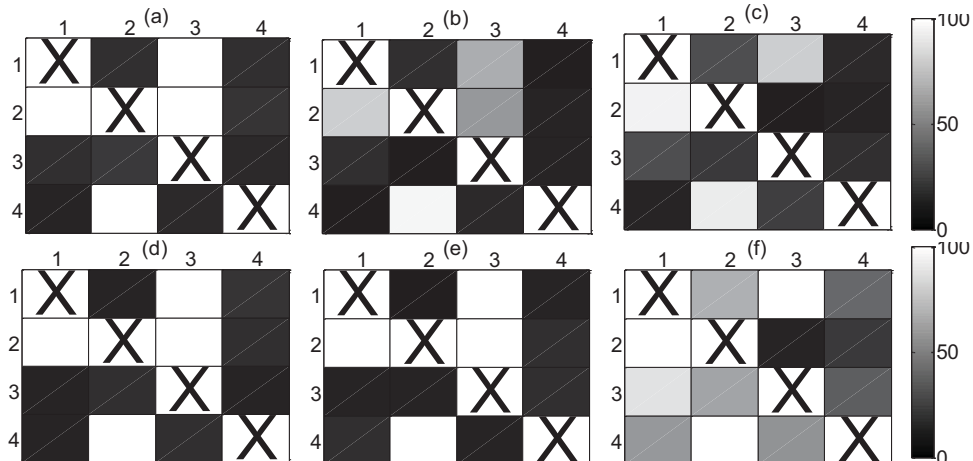


Για κάθε σύστημα δημιουργούμε 100 πραγματοποιήσεις για μήκη χρονοσειρών $n = 512$ και 2048 και για κάθε πραγματοποίηση υπολογίζονται τα μέτρα για τιμές της παραμέτρου P που ορίζονται με βάση την πολυπλοκότητα των συστημάτων. Επίσης γίνεται έλεγχος σημαντικότητας για κάθε μέτρο και τιμή του P . Για το PTE γίνεται έλεγχος τυχαιοποίησης για $M=100$, ενώ για το CGC γίνεται έλεγχος τυχαιοποίησης αλλά και ο παραμετρικός έλεγχος που αναφέρθηκε στην αρχή του εδαφίου 2 (για

λόγους σύγκρισης). Για να εξετάσουμε τη στατιστική σημαντικότητα κάθε μέτρου για κάθε συζευγμένο σύστημα προσομοιώσεων, υπολογίσαμε τα ποσοστά απόρριψης της μηδενικής υπόθεσης H_0 της μη ύπαρξης αιτιότητας (p -τιμή < 0.05), από τις τιμές των δύο μέτρων για όλα τα ζεύγη μεταβλητών.

Για το σύστημα 1 και θέτοντας $P=5$, όση και η πραγματική τάξη του συστήματος, το CGC εντοπίζει σωστά όλες τις άμεσες σχέσεις αιτιότητας με παραμετρικό έλεγχο και για μικρό μήκος χρονοσειρών, όπως δίνεται στο Σχήμα 2a για $n=512$. Η απόρριψη της H_0 είναι στο 100% όταν υπάρχουν άμεσες συζεύξεις (λευκά κελιά) και στο 0% όταν δεν υπάρχουν (μαύρα κελιά). Το CGC δεν αποδίδει το ίδιο καλά σε έλεγχο τυχαιοποίησης, δίνοντας μικρά ποσοστά απόρριψης στις 3 από τις 4 άμεσες συζεύξεις, ενώ το PTE δίνει ακόμα μικρότερα ποσοστά απόρριψης (Σχήμα 2b και c). Αυξάνοντας το n , ο έλεγχος τυχαιοποίησης με CGC βελτιώνεται στα επίπεδα του παραμετρικού ελέγχου, ενώ με PTE εντοπίζει σωστά σε ποσοστό 100% τις 3 από τις 4 άμεσες συζεύξεις (αποτυγχάνει στην $X_2 \rightarrow X_3$), αλλά εντοπίζει σε σημαντικά ποσοστά και έμμεσες συζεύξεις (Σχήματα 2d-f για $n=2048$).

Σχήμα 2. Ποσοστά απόρριψης για έλεγχο σημαντικότητας άμεσης αιτιότητας για το σύστημα 1: (a) CGC και F-έλεγχος, (b) και (c) CGC και PTE αντίστοιχα και έλεγχος τυχαιοποίησης, $P=5$ και $n=512$. Ομοίως στα (d) – (f) αλλά για $n = 2048$.

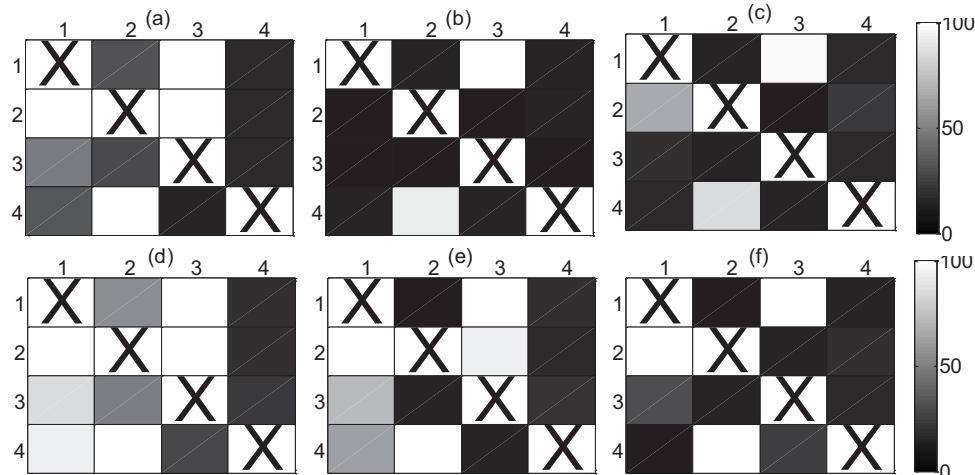


Η αδυναμία του PTE για μεγάλη τάξη P και ιδιαίτερα για μικρά n αιτιολογείται από την αδυναμία εκτίμησης της από κοινού συνάρτησης κατανομής σε μεγάλες διαστάσεις με μικρά δείγματα. Μειώνοντας την τάξη σε $P=2$, το CGC εξακολουθεί να είναι πιο κατάλληλο από το PTE μόνο για μικρό μήκος χρονοσειρών ($n=512$), ενώ για $n=2048$ δίνει χειρότερα αποτελέσματα από το PTE, το οποίο εξακολουθεί να αποτυγχάνει να εντοπίσει τη σύζευξη $X_2 \rightarrow X_3$ (δες Σχήμα 3).

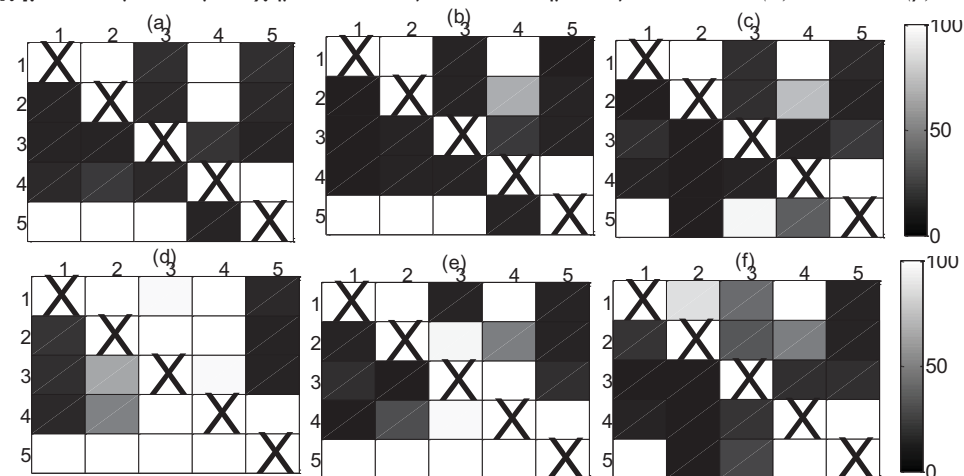
Για το σύστημα 2, όπως δίνεται στο Σχήμα 4 για $n=2048$, το CGC εντοπίζει σωστά τις συζεύξεις για $P=4$ και μόνο για έλεγχο τυχαιοποίησης το ποσοστό της άμεσης σύζευξης $X_2 \rightarrow X_4$ είναι μικρότερο του 100%, ενώ το PTE δεν εντοπίζει επίσης την άμεση σχέση $X_5 \rightarrow X_2$. Για $P=2$, όλοι έλεγχοι δεν αποδίδουν σωστά, με το CGC να εντοπίζει επιπρόσθετα με τις σωστές και ψευδείς άμεσες συζεύξεις (και με τους δύο

ελέγχους), ενώ το PTE να μην προσθέτει ψευδείς συζεύξεις αλλά να αδυνατεί να εντοπίσει τις πραγματικές άμεσες συζεύξεις.

Σχήμα 3. Ομοίως με Σχήμα 2, αλλά για $P=2$.



Σχήμα 4. Ομοίως με Σχήμα 2, αλλά για το σύστημα 2 για $n=2048$ (α) $P=4$ και (β) $P=2$.

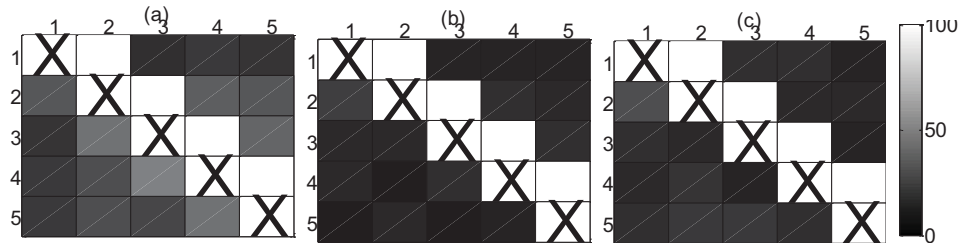


Το σύστημα 3 έχει γραμμικές και μη-γραμμικές σχέσεις αιτιότητας. Για την πραγματική τάξη του συστήματος, $P=1$, αλλά και για $P=2$, το CGC και με τους δύο ελέγχους εντοπίζει την γραμμική σύζευξη $X_2 \rightarrow X_3$, αλλά αποτυγχάνει να εντοπίσει τις άμεσες συζεύξεις $X_1 \rightarrow X_2$ και $X_1 \rightarrow X_3$, ακόμα και για μεγάλο n . Αντίθετα το PTE εντοπίζει όλες τις άμεσες συζεύξεις.

Το PTE υπερέρχει επίσης στο σύστημα 4, που αποτελείται από συζευγμένες χαοτικές απεικονίσεις. Για μεγάλα n , το PTE εντοπίζει σε ποσοστό 100% όλες τις άμεσες συζεύξεις και καθόλου τις έμμεσες, ενώ το CGC με τον F-έλεγχο εντοπίζει και έμμεσες συζεύξεις, το οποίο διορθώνει ο έλεγχος τυχαιοποίησης, όπως δίνεται στο Σχήμα 5 για $n=2048$. Για μικρότερα n , το ποσοστό απόρριψης για τις σωστές

άμεσες συζεύξεις μειώνεται με το PTE, ενώ το CGC με τον F-έλεγχο συνεχίζει να εντοπίζει και έμμεσες συζεύξεις.

Σχήμα 5. Ομοίως με Σχήμα 2, αλλά για το σύστημα 4, $P=2$ και $n=2048$.



4. ΕΦΑΡΜΟΓΗ ΣΤΙΣ ΣΧΕΣΕΙΣ ΔΙΕΘΝΩΝ ΑΓΟΡΩΝ

Για να μελετήσουμε άμεσες και έμμεσες σχέσεις στις διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές, χρησιμοποιήσαμε σταθμισμένους ημερήσιους δείκτες αγοράς κεφαλαίων σε 23 αναπτυσσόμενες αγορές της Ευρώπης, Βόρειας Αμερικής και Ασίας για την περίοδο 5/3/2004 ως 5/3/2009 (πηγή: Morgan Stanley Capital International market). Οι 23 αγορές δίνονται στον Πίνακα 1.

Πίνακας 1. Οι 23 αγορές που χρησιμοποιήθηκαν στην μελέτη.

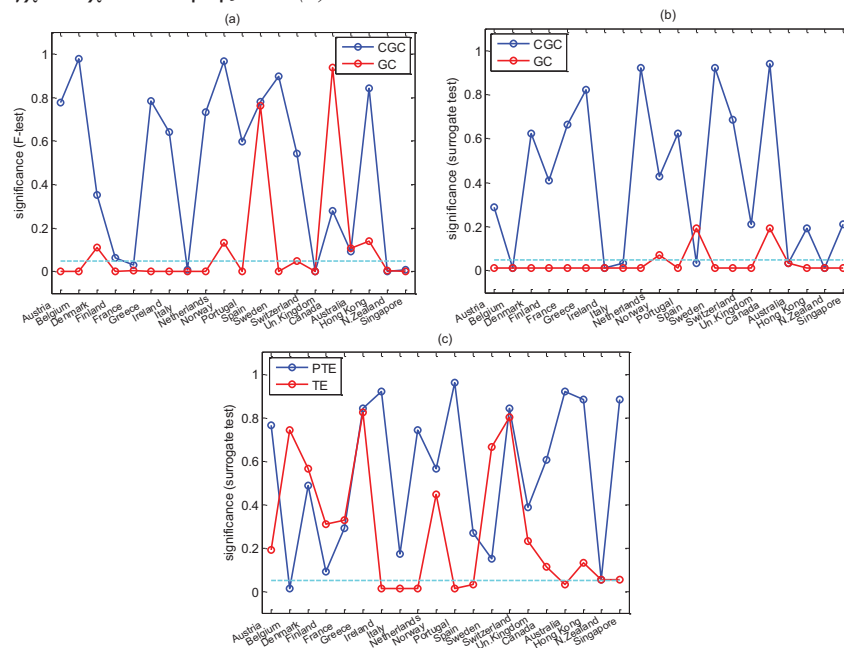
Ευρώπη				Β. Αμερική	Ασία
Αγγλία	Γερμανία	Ελβετία	Δανία	Η.Π.Α	Αυστραλία
Αυστρία	Ολλανδία	Ελλάδα	Ιταλία	Καναδάς	Χονγκ Κονγκ
Βέλγιο	Νορβηγία	Ιρλανδία	Σουηδία		Ιαπωνία
Γαλλία	Πορτογαλία	Ισπανία	Φιλανδία		Ν. Ζηλανδία
					Σιγκαπούρη

Θεωρώντας 3 ισχυρές αγορές, τη Γερμανία στην Ευρώπη, την Η.Π.Α. στην Β. Αμερική και την Ιαπωνία στην Ασία, εξετάσαμε αν πράγματι αυτές οι τρεις αγορές έχουν άμεση επίδραση στις υπόλοιπες. Κάνουμε τους ελέγχους σημαντικότητας με τα στατιστικά CGC και PTE, θέτοντας ως «οδηγό» κάθε μια από τις 3 ισχυρές αγορές, «οδηγούμενη» μια από τις υπόλοιπες 20 αγορές, αφαιρώντας πάντα την επίδραση των άλλων δύο ισχυρών αγορών. Για να αξιολογήσουμε την αναγκαιότητα μέτρων άμεσης αιτιότητας, κάνουμε τους ίδιους ελέγχους με στατιστικά άμεσης και έμμεσης αιτιότητας, το δείκτη αιτιότητας Granger (GC) και την εντροπία μεταφοράς (TE).

Τα διμεταβλητά μέτρα GC και TE εντοπίζουν συζεύξεις μεταξύ των περισσότερων ζευγών αγορών, με το TE να είναι πιο συντηρητικό, σε αντίθεση με τα μέτρα άμεσης αιτιότητας CGC και PTE τα οποία εντοπίζουν λίγες άμεσες συζεύξεις. Για παράδειγμα, για την επίδραση της Γερμανίας στις άλλες αγορές στο Σχήμα 6 (αφαιρώντας την επίδραση των Η.Π.Α. και Ιαπωνίας στον υπολογισμό των CGC και PTE), παρατηρούμε πως σύμφωνα με το GC και με παραμετρικό και μη-παραμετρικό έλεγχο η Γερμανία έχει στατιστικά σημαντική επίδραση σε 14 και 17 αγορές, αντίστοιχα, ενώ σύμφωνα με το CGC έχει στατιστικά σημαντική άμεση επίδραση σε μόλις 5 και 6 αγορές αντίστοιχα. Το TE εντοπίζει 5 σημαντικές σχέσεις αιτιότητας ενώ το PTE μόνο 2 σημαντικές σχέσεις άμεσης αιτιότητας. Έχοντας ως «οδηγό» την

αγορά των Η.Π.Α. προκύπτουν περισσότερες στατιστικά σημαντικές σχέσεις αιτιότητας με αντίστοιχη όμως μείωση στις άμεσες σχέσεις. Αντίθετα η αγορά της Ιαπωνίας έχει πολύ λιγότερες στατιστικά σημαντικές σχέσεις αιτιότητας που επικεντρώνονται στις αγορές της Ασίας.

Σχήμα 6. Στατιστική σημαντικότητα (p -τιμή) για την επίδραση της Γερμανίας σε 20 αγορές (με αφαίρεση επίδρασης της Η.Π.Α. και Ιαπωνίας για CGC και PTE) για το GC και CGC από F -έλεγχο στο (a) και έλεγχο τυχαιοποίησης στο (b) και για το TE και PTE από έλεγχο τυχαιοποίησης στο (c).



7. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Στην εργασία αυτή μελετήθηκαν δύο μέτρα άμεσης αιτιότητας και προτάθηκε ένας έλεγχος σημαντικότητας με τυχαιοποιημένες χρονοσειρές. Το γραμμικό μέτρο της δεσμευμένης αιτιότητας Granger (CGC) είδαμε ότι υπερέχει σε γραμμικά συζευγμένα συστήματα, ενώ το μη-γραμμικό μέτρο της μερικής εντροπίας μεταφοράς (PTE) σε μη γραμμικά συστήματα. Και τα δύο μέτρα παρουσιάζουν ευαισθησία στην επιλογή της παραμέτρου τάξης P , με τον έλεγχο με CGC να εντοπίζει και έμμεσες σχέσεις αιτιότητας όταν το P είναι ακατάλληλα μικρό. Το σημαντικό μειονέκτημα του PTE είναι οι απαιτήσεις σε δεδομένα που μεγαλώνουν όταν εμπλέκονται περισσότερες μεταβλητές. Από την άλλη, η απόδοση του ελέγχου με CGC σε μη-γραμμικά συστήματα δεν βελτιώνεται με το μέγεθος των δεδομένων. Για το CGC, ο τυχαιοποιημένος έλεγχος είναι πιο συντηρητικός από τον F -έλεγχο, και συνήθως δεν εντοπίζει συζεύξεις αν δεν υπάρχουν. Η εφαρμογή στις διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές έδειξε πως τα μέτρα άμεσης αιτιότητας είναι απαραίτητα στον εντοπισμό άμεσης επίδρασης της μιας αγοράς σε μια άλλη.

ABSTRACT

In this work, we examine two causality measures that detect direct causal effects, conditional Granger causality (CGC) and partial transfer entropy (PTE), which we recently developed as an extension to transfer entropy. The statistical significance of the measures is evaluated by randomization test, while for CGC the F-test can also be used to test the hypotheses of no causal effects. The results of simulations on linear systems showed that CGC detects the correct direct causalities with high accuracy when the time series length is small, while PTE obtains this accuracy only for larger time series. For nonlinear systems, PTE outperforms CGC even for small time series length. The main down-side of PTE is that data requirement increases exponentially with the number of variables in the system because it relies on the estimation of joint probabilities. Finally, we applied CGC and PTE to world finance markets in order to investigate whether USA, Germany and Japan, have direct effects on other markets.

ΑΝΑΦΟΡΕΣ

- Dana S.K., Roy P.K. and Kurths J. (Eds.) (2009). *Complex Dynamics in Physiological Systems: From Heart to Brain, Series: Understanding Complex Systems*, Springer, Berlin / Heidelberg.
- Geweke J. (1982). Measurement of linear dependence and feedback between multiple time series. *Journal of the American Statistical Association*, **77** (378), 304-313.
- Granger C.W.J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica*, **37** (3), 424-438.
- Gourevitch B., Jeannès R.B. and Faucon G. (2006). Linear and nonlinear causality between signals: methods, examples and neurophysiological applications. *Biological Cybernetics* **95**, 349-369.
- Papana A. and Kugiumtzis D. (2011). Detection of direct causal effects and application to epileptic electroencephalograms. *International Journal of Bifurcation and Chaos*, accepted.
- Seth A.K. (2010). A MATLAB toolbox for Granger causal connectivity analysis. *Journal of Neuroscience Methods*, **186**, 262-273.
- Schelter B., Winterhalder M., Hellwig B., Guschlbauer B., Lucking C.H. and J. Timmer (2006). Direct or indirect? Graphical models for neural oscillators. *Journal of Physiology* **99**, 37-46.
- Schreiber T. (2000). Measuring information transfer. *Physical Review Letters*, **85** (2), 461-464.
- Schweitzer F., Fagiolo G., Sornette D., Vega-Redondo F., Vespignani A. and White D.R. (2009). Economic networks: the new challenges, *Science*, **325**, 422-425.
- Winterhalder M., Schelter B., Hesse W., Schwab K., Leistriz L., Klan D, Bauer R., Timmer J. and Witte H. (2005) Comparison of linear signal processing techniques to infer directed interactions in multivariate neural systems. *Signal Processing*, **85**, 2137-2160.