

Corelarea unor indici bursieri în condiții normale și în cele de criză financiară

Gabriela-Victoria ANGHELACHE

Academia de Studii Economice din București
gabrielaanghelache@gmail.com

Andreea NEGRU CIOBANU

Academia de Studii Economice din București

Rezumat. *Până în anii 1980 crizele financiare erau considerate limitate la nivelul piețelor de capital (individual), fără a avea un caracter sistemic. Prin prisma de intensificare a globalizării am asistat la creșterea gradului de integrare comercială și financiară a statelor de pe mapamond. Astfel, treptat, crizele financiare locale s-au propagat la nivelul sistemului financiar mondial. Consecințele acestor crize financiare nu s-au limitat la piețele de capital ale țărilor în care s-au declanșat, răspândindu-se rapid pe piețele mondiale – efect cunoscut în literatură sub denumirea de contagion. Am încercat să evaluăm importanța efectelor de contagion pe piețele de capital, utilizând unele metode econometrice, de la teste de corelație la teste de cointegrare. De asemenea, am încercat să demonstrăm că în perioada celei mai severe crize financiare de la al doilea Război Mondial până în prezent, gradul de corelare a piețelor se amplifică.*

Cuvinte-cheie: crize financiare; piață de capital; contagion; teste de corelare; indici bursieri.

Cod JEL: G11.

Cod REL: 11B.

1. Noțiuni generale

În anii 1990 am asistat însă la crize financiare importante: Sistemul Monetar European (1992), criza din Mexic (1994-1995), Asia (1997-1998), Rusia (1998), Brazilia (1999), Argentina (2001) și cea mai importantă de la al doilea Război Mondial – criza financiară declanșată în Statele Unite în 2007.

Se menționează în acest sens mai multe episoade dificile cu care s-au confruntat piețele de capital, în special după anii 1980: criza Sistemului Monetar European (1992), criza Tequila (Mexic, 1994-1995), criza asiatică (1997-1998), criza din Rusia (1998), criza din Brazilia (1999), criza din Argentina (2001).

Se menționează o serie de motive importante pentru a studia fenomenul transmiterii internaționale a șocurilor financiare.

În primul rând, fenomenul de *contagion* poate avea implicații semnificative pentru procesul de gestiune a portofoliului de active, în principal în ceea ce privește diversificarea internațională a riscului.

În al doilea rând, importanța studierii acestui fenomen este întărită de tendința de integrare a piețelor financiare pe plan mondial. Revoluția tehnologică coroborată cu liberalizarea piețelor financiare internaționale au determinat creșterea semnificativă a fluxurilor internaționale de capital, fapt care a permis transmiterea șocurilor pe plan mondial. Nu în ultimul rând, studiul fenomenelor de *contagion* este important pentru a determina rolul și eficiența intervențiilor instituțiilor financiare internaționale în context de criză. Am utilizat baza de date MetaStock pentru a obține evoluția indicilor bursieri Dow Jones (Statele Unite), DAX 30 (Germania) și BET (România). Am calculat randamentele lunare ale acestor indici în perioada din 1998 până în prezent (148 observații). Am utilizat software-ul econometric E-Views.

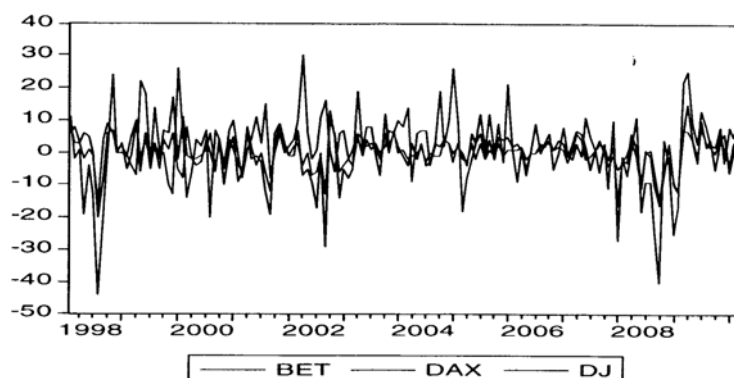


Figura 1. *Randamentele lunare ale indicilor bursieri Dow Jones, DAX 30 și BET*

Graficul randamentelor celor trei indici permite observarea faptului că piața românească - definită în analiza noastră de BET, prezintă amplitudini mai mari comparativ cu piața americană sau germană.

Matricea de corelație

	BET	DAX	DJ
BET	1.000000	0.304010	0.304419
DAX	0.304010	1.000000	0.798272
DJ	0.304419	0.798272	1.000000

Se observă gradul ridicat de corelare între indicii Dow Jones și DAX în perioada 1998-2010 (80%). Gradul redus de corelare între indicii BET și DAX sau indicii BET și Dow Jones este explicat prin evoluția specifică a indicelui BET în ultimul deceniu (gradul de subevaluare la începutul intervalului, accelerare semnificativă în anii premergători crizei declanșate în 2007 și declin sever ulterior). Cum o să observăm ulterior, pe perioada specifică crizei, gradul de corelare a indicelui BET cu indicii Dow Jones și DAX a crescut semnificativ.

Reprezentarea grafică a indicilor BET - DAX și BET - DJ va indica o lipsă de corelare între aceștia, concluzie desprinsă și din valorile indicate de matricea de corelații. Cât despre DAX - DJ, norul de puncte se va concentra în jurul unei drepte, ceea ce indică un grad ridicat de corelare între cei doi indici.

2. Utilizarea testului Kolmogorov-Smirnov

Testul Kolmogorov-Smirnov este un test care se pretează pentru variabile ordinale, când ipoteza distribuției normale nu este plauzibilă ori în situația în care variabilele sunt numerice, dar eșantioanele sunt mici și informațiile despre distribuție sunt absente. Se aplică tabelelor de incidență $2 \times n$, adică cu două linii și n coloane.

Testul se bazează pe o statistică calculată în mai mulți pași, care este comparată cu o statistică teoretică ce nu se ia din tabele, ci se calculează după formula:

$$D_1 = K \sqrt{\frac{n_1 + n_2}{n_1 * n_2}}$$

unde n_1 și n_2 sunt volumele eșantioanelor și K este o constantă ce depinde de pragul de semnificație dorit. Valorile constantei K sunt date de tabelul următor:

Tabelul 1

**Valorile coeficientului K pentru calculul pragului teoretic
al testului Kolmogorov-Smirnov**

Pragul de semnificație	Valoarea prag a lui p	Valoarea lui K
Semnificație (S)	0,95	1,36
Înaltă semnificație (HS)	0,99	1,63
Foarte înaltă semnificație (VHS)	0,999	1,95

Sursa: prelucrarea autorilor.

Se parcurg următorii pași:

- Se fixează grupe precum la realizarea unei histogramme, prin împărțirea în segmente egale a diferenței dintre valoarea minimă și maximă din cele două serii de date cumulate;
- Apoi se calculează frecvențele relative pentru fiecare clasă în parte la fiecare dintre cele două serii de date;
- Se calculează frecvențele relative cumulate pentru cele două serii de date;
- Se calculează diferențele între frecvențele relative cumulate ale celor două serii, la fiecare clasă separat;
- Se alege cea mai mare diferență dintre acelea calculate la punctul precedent. Aceasta este statistica testului;
- Apoi se calculează statistica teoretică a testului, care este echivalentul valorii prag ce se ia din tabele în cazul celorlalte teste. Această statistică este D_t dată mai sus;
- Dacă statistica testului este superioara celei teoretice, diferența este semnificativă, altfel este nesemnificativă. Următorul pas în analiza este aplicarea testului (nonparametric) Kolmogorov - Smirnov. Rezultatele prezentate în grafic indică o distribuție apropiată (similară) a randamentelor consemnate de indicii Dow Jones, DAX 30 și BET pe parcursul perioadei analizate. Dacă distribuțiile seriilor de pe axa absciselor și axa ordonatelor coincid, graficul ar trebui să aibă un trend liniar. Constatăm că cele trei cazuri evidențiază faptul că BET, DAX și DJ urmează distribuția normală.

Graficele de tipul QQ (Quantile - Quantile) pentru cei trei indici bursieri sunt dispuse aproximativ în linie dreapta, exceptând capătul din stânga, ce se curbează în jos. Graficele de tipul QQ care urmează trenduri liniare în zona de mijloc, dar se curbează în sus la capătul din stânga și în jos la capătul din dreapta sunt un indicator al faptului că distribuția este leptokurtică și are o

coadă mai groasă decât distribuția normală. Dacă graficul se curbează în jos la capătul din stânga și în sus la capătul din dreapta, înseamnă că distribuția este platikurtică și are cozile mai subțiri decât distribuția normală. Reprezentarea grafică a celor trei indici conduce la concluzia că aceștia sunt platikurtici.

Printre diferențele notabile se menționează amplitudinea diferită a evoluției acestor indici bursieri. Se confirmă astfel proverbul "... *When America sneezes, Europe catches a cold and the rest of the world dies of pneumonia*.. Când America strănută, Europa tușește, iar restul lumii are pneumonie). Se poate observa că o variație a indicelui Dow Jones determină o amplitudine mai mare a indicelui german DAX 30 și o amplitudine și mai ridicată a indicelui BET (când indicele Dow Jones a scăzut cu 16%, indicele DAX 30 a pierdut 30%, iar indicele BET a consemnat un declin de peste 40%). Pentru a identifica relația existentă între cei trei indici bursieri se va utiliza testul de cauzalitate Granger, precum și testul de cointegrare Johansen.

3. Utilizarea testului de cointegrare Johansen

Descoperirea că nenumărate serii de timp de tipul variabilelor macroeconomice pot avea o rădăcina unitate a dat peste cap teoria seriilor de timp nestaționare. Engle și Granger (1987) au arătat că o combinație liniară a două sau mai multe serii de timp nestaționare poate fi o serie staționară. Dacă într-adevar această combinație liniară există, se spune că seriile nestaționare componente sunt cointegrate. Combinația liniară staționară se numește ecuația de cointegrare și se interpretează ca o relație de echilibru pe termen lung între variabile.

Scopul testelor de cointegrare este de a determina dacă un grup de serii nestaționare sunt cointegrate sau nu. Eviews presupune teste de cointegrare bazate pe vectori autoregresivi (VAR), pornind de la metodologia dezvoltată de Johansen (1991, 1995a). Considerând un vector autoregresiv de ordinul p :

$$Y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t,$$

unde y_t este vectorul de dimensiune k al variabilelor nestationare $I(1)$, x_t este vectorul de dimensiune d al variabilelor exogene și ε_t este vectorul inovativ.

Ecuația poate fi rescrisă astfel:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + a_t, \text{ unde}$$

$$\Pi = \sum_{i=1}^{p-1} A_{i-1}, \gamma_i = \sum_{j=i+1}^p A_j$$

Teoria afirmă că dacă matricea coeficienților Π are rangul $r < k$, atunci există matricele α și β de dimensiune $k \times r$, fiecare de rang r , astfel încât $\Pi = \alpha\beta'$ și $\beta'y_t$ este $I(0)$ - integrată de ordinul 0, r este numărul relațiilor de cointegrare (rangul de cointegrare) și fiecare coloana a lui β este vectorul de cointegrare. Elementele vectorului α se numesc parametri de ajustare.

Modelul lui Johansen presupune estimarea matricii Π pornind de la un vector autoregresiv fără vector autoregresiv restricționat și testarea dacă pot fi respinse restricțiile cerute de reducerea rangului matricii Π .

Rezultatele testului de cointegrare al lui Johansen este prezentat în tabelele următoare:

Date: 04/22/10 Time: 07:18
 Sample(adjusted): 1998:04 2010:04
 Included observations: 145 after adjusting endpoints
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: BET DAX DJ
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.441187	176.5435	29.68	35.65
At most 1 **	0.317155	92.16217	15.41	20.04
At most 2 **	0.224396	36.84643	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
 Trace test indicates 3 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.441187	84.38131	20.97	25.52
At most 1 **	0.317155	55.31574	14.07	18.63
At most 2 **	0.224396	36.84643	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
 Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

BET	DAX	DJ
-0.075887	-0.102769	0.404222
0.064223	0.148017	-0.041733
0.071500	-0.294334	0.328840

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(BET)	D(DAX)	D(DJ)
4.585432	-1.661444	-2.570538
-5.586877	-3.826045	-2.437943
-2.357205	1.879751	0.014809

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -1422.633

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

BET	DAX	DJ
1.000000	1.354243	-5.326642
	(0.43087)	(0.64743)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(BET)	D(DAX)	D(DJ)
-0.347974	0.126082	0.195070
(0.07850)	(0.05187)	(0.03339)

2 Cointegrating Equation(s):			Log likelihood	-1394.975
Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
BET	DAX	DJ		
1.000000	0.000000	-11.99024		
		(1.18846)		
0.000000	1.000000	4.920531		
		(0.70214)		
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(BET)	-0.706783	-1.298193		
	(0.09150)	(0.16585)		
D(DAX)	-0.119640	-0.395573		
	(0.05986)	(0.10850)		
D(DJ)	0.038497	-0.096684		
	(0.03866)	(0.07007)		

Prima parte a rezultatelor se corelează cu numărul de relații de cointegrare. Tehnica furnizează două statistici: Statistica Trace și valoarea Max-Eigen. Concluziile sunt prezentate în josul fiecărui tabel, astfel fiecare test indică faptul că există trei relații de cointegrare între indici.

O concluzie a acestui test este aceea că cei trei indici bursieri sunt cointegrați prin trei ecuații de cointegrare, rezultând o serie staționară.

4. Utilizarea testului de cauzalitate Granger

Corelațiile nu presupun neapărat și relații de cauzalitate, existând o multitudine de corelații lipsite de sens, cum ar fi, de exemplu, între salariile din învățământ și consumul de alcool. Abordarea lui Granger (1969) în legătură cu această problemă a relației de cauzalitate $x - y$ constă în a vedea cât din valorile prezente ale lui y pot fi explicate de valorile trecute ale lui y și apoi dacă prin adăugarea de valori întârziate (cu diferite lagg-uri) ale lui x se poate îmbunătăți legătura. Se afirmă că y este cauzat Granger de x dacă x ajută în estimarea lui y sau, altfel spus, dacă acei coeficienți ai valorilor întârziate ale lui x sunt semnificativi din punct de vedere statistic. De reținut este faptul că afirmația „ y este cauzat Granger de x ” nu presupune și că y este efectul sau rezultatul lui x . De asemenea, testul de cauzalitate al lui Granger acționează în dublu sens, adică y este cauzat Granger de x și x este cauzat Granger de y .

Regresiile de la care se pornește sunt:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_i y_{t-i} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_t$$

$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_i x_{t-i} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_i y_{t-i} + u_t$, pentru toate perechile de variabile analizate. Pentru F-calculat se folosește Statistica Wald, având ipoteza nulă:

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_i = 0 \text{ pentru fiecare ecuație.}$$

Ipoteza nulă este că y nu este cauzat Granger de x , pentru prima regresie, și x nu este cauzat Granger de y , pentru a doua regresie.

Rezultatele aplicării testului sunt prezentate în tabelul de mai jos:

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 04/22/10 Time: 07:30
Sample: 1998:02 2010:04
Lags: 2

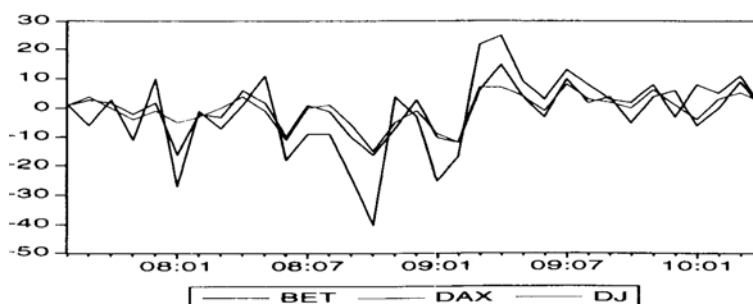
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DAX does not Granger Cause BET	145	0.26636	0.76655
BET does not Granger Cause DAX		1.07904	0.34273
DJ does not Granger Cause BET	145	2.16455	0.11863
BET does not Granger Cause DJ		0.48383	0.61745
DJ does not Granger Cause DAX	145	1.68844	0.18855
DAX does not Granger Cause DJ		0.31703	0.72883

În ceea ce privește relația de cauzalitate dintre DAX și BET, ipotezele nule vor fi acceptate, întrucât erorile asumate prin respingerea ipotezei nule sunt foarte mari (77%, respectiv 34%). Așadar, BET nu este cauzat Granger de DAX, și nici DAX nu este cauzat Granger de către BET.

Cauzalitatea dintre DJ și BET este într-un singur sens, conform rezultatelor testului, și anume piața americană este cauza pentru piața românească. Eroarea care se face prin respingerea ipotezei de necauzalitate între DJ și BET este de 11% și astfel, acceptând un nivel de încredere de 89%, se poate concluziona că BET este cauzat Granger de DJ, însă nu și invers.

În cazul DJ și DAX, ipotezele nule nu pot fi respinse, deci nu există relații de cauzalitate între cei doi indici, potrivit acestui test.

Aplicând aceleași metode pentru perioada august 2007 - aprilie 2010 rezultă graficul de mai jos.



Matricea de corelație stabilită prin calcule este redată mai jos:

	BET	DAX	DJ
BET	1.000000	0.824211	0.807312
DAX	0.824211	1.000000	0.890824
DJ	0.807312	0.890824	1.000000

Se observă că în perioada crizei economico-financiare gradul de corelare între piețe a crescut semnificativ. Evoluția indicelui BET a devenit mai strâns corelată cu evoluția indicilor Dow Jones și DAX 30 în această perioadă.

Din prezentarea grafică rezultă că rezultatele matricei de corelație sunt concentrate în jurul unei drepte.

Prin aplicarea testului Kolmogorov-Smirnov constatăm o distribuție apropiată (similară) a randamentelor consemnate de indicii Dow Jones, DAX 30 și BET pe parcursul perioadei analizate.

Dacă distribuțiile seriilor de pe axa absciselor și axa ordonatelor coincid, graficul va evidenția un trend liniar. Se observă clar ca toate cele trei grafice indică faptul că BET, DAX și DJ urmează distribuția normală platikurtică.

Și pentru noul orizont de timp considerat, printre diferențele notabile considerăm amplitudinea diferită a evoluției acestor indici bursieri. Variația indicelui Dow Jones determina aceeași amplitudine a indicelui german DAX 30 și o amplitudine și mai ridicată a indicelui BET (când indicele Dow Jones a scăzut cu 16%, indicele DAX 30 a pierdut 16%, iar indicele BET a consemnat un declin de peste 40%).

Din calculele efectuate rezultă că testul de cointegrare pentru perioada de criză indică prezența a trei ecuații de cointegrare atât pentru nivelul critic de 5%, cât și 1% conform Statisticii Trace, iar Statistica Max-Eigen sugerează existența a trei ecuații de cointegrare pentru nivelul critic de 5% și o ecuație pentru 1%.

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/22/10 Time: 07:39

Sample: 2007:08 2010:04

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DAX does not Granger Cause BET	33	0.80365	0.45775
BET does not Granger Cause DAX		6.13101	0.00619
DJ does not Granger Cause BET	33	0.56619	0.57405
BET does not Granger Cause DJ		2.33066	0.11581
DJ does not Granger Cause DAX	33	3.22331	0.05497
DAX does not Granger Cause DJ		0.30916	0.73654

Testul de cauzalitate Granger, prezentat mai sus, sugerează că DAX și DJ sunt cauzate de BET. De asemenea, există relații de cauzalitate și între DJ și DAX, în sensul că piața germană este cauzată de piața americană.

De remarcat este faptul că relațiile de cauzalitate sunt mai pronunțate în situații de criză pe piețele considerate, astfel că cei trei indici bursieri apar în relații de cauzalitate de tip Granger, fie într-un sens, fie în celalalt (potrivit rezultatelor din output-uri, cauzalitatea nu este reciprocă în cazul de față).

Bibliografie

- Anghelache, G.V. (2004). *The capital market. Features. Developments. Transition*, Editura Economică, București
- Germain, R. (1997). *The International Organization of Credit*, Cambridge University Press
- Lintner, J. (1965). „The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets”, *Review of Economics and Statistics*, 47, pp. 13-27
- Markowitz, H.M. (1952). „Portfolio Selection”, *The Journal of Finance*, 7, pp. 77-91.
- Mossin, J. (1966). „Equilibrium in a Capital Asset Market”, *Econometrica*, Vol. 34, No. 4, pp. 768-783
- Sharpe, W. (1964). „Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk”, *Journal of Finance*, 19, pp. 425-442
- ***World Bank (2002). Contagion of Financial Crises, february
- *** Debt and Reserve-Related Indicators of External Vulnerability (2000). *FMI Working Paper*