

ANALIZA COMPARATIVĂ A NORMALITĂȚII DISTRIBUȚIILOR RANDAMENTELOR INDICILOR BET ȘI S&P500

Roxana Ioan*

Universitatea de Vest din Timișoara, România.

Rezumat

În prezent, piețele de capital la nivel mondial prezintă capitalizări imense, fapt care conduce către o expunere extrem de ridicată a investitorilor. În același timp, turbulențele manifestate în interiorul piețelor de capital în prezent, determină existența unor riscuri deosebit de ridicate asociate investiției. De asemenea, volatilitatea ridicată din perioadele caracterizate prin instabilitate economică determină asimetrii pronunțate în ceea ce privește distribuțiile seriilor de randamente zilnice. Principalele metode de estimare a riscului pe piața de capital se bazează pe ipoteza de normalitate a distribuțiilor seriilor zilnice de randamente. Dar, în ultimii ani, cercetările au relevat faptul că acestea nu mai prezintă caracteristici de normalitate a repartițiilor, situându-se mai degrabă în apropierea altor familii de distribuții (asimetrice, exponențiale). Lucrarea își propune testarea normalității randamentelor zilnice în lumina celor mai recente evoluții ale pieței de capital, dominată în prezent de evoluții imprevizibile și de o tendință puternic descendentă, în contextul economic curent, determinat de instaurarea pandemiei Covid-19. De asemenea, ne propunem să construim un indicator care să evidențieze momentele apropierii de normalitate și de eficiență, iar ulterior, să studiem dacă indicatorul propus poate fi sau nu utilizat ca și predictor pentru apariția unor evenimente extreme.

Cuvinte-cheie: rupturi structurale, teste de normalitate, exponentul Hurst, indicator de normalitate – eficiență, asimetrie

Clasificare JEL: C46, G14

Această lucrare a fost cofinanțată din Fondul Social European, prin Programul Operațional Capital Uman 2014-2020, proiect numărul

* Autor de contact, **Ioan Roxana** – roxana.ioan@e-uvt.ro

POCU/380/6/13/125015 „Dezvoltarea abilităților antreprenoriale pentru doctoranzi și postdoctoranzi în domeniul științelor economice”.

Introducere

Multitudinea și amploarea crizelor financiare din ultimele decenii și intensificarea gradului de contagiune al acestora reprezintă însăși esența manifestării riscului, arătând fără echivoc faptul că riscurile pe care investitorii piețelor de capital și le asumă nu sunt deloc neglijabile și devin tot mai imprevizibile.

Crizele manifestate pe piețele de capital, nu mai constituie doar un fenomen local, ele au dobândit și un caracter global, datorită diverselor canale de contagiune existente în economie. Astfel, fenomenul de contagiune contribuie la transmiterea crizelor financiare, datorită gradului ridicat de interconectare – atât a economiilor naționale în general, cât și a piețelor de capital în special. Pe lângă transmiterea și răspândirea crizelor economice, s-a constatat că de multe ori, canalele de contagiune contribuie chiar și la augmentarea lor.

În acest context curent al realității economice, caracterizat de instabilitate, volatilitate și contagiune, capitalizarea imensă¹ a piețelor bursiere determină o expunere uriașă a investițiilor din acest segment al economiei. În cadrul unei crize manifestate pe piața bursieră, sume uriașe de bani se pot evapora în câteva minute, sau chiar în câteva secunde. În aceste condiții, o estimare corectă a riscului asociat investițiilor pe piața bursieră constituie o problemă de mare interes, o adevărată provocare pentru sistemul financiar, în special în perioadele caracterizate prin volatilitate sau turbulență. Estimarea incorectă a riscului determină o expunere irațională, care poate determina la rândul său pierderi majore, iar acestea vor conduce, în cele din urmă, la instaurarea instabilității pieței. Așadar, găsirea unei metode robuste de estimare a riscului devine o etapă vitală a procesului investițional desfășurat pe piețele de capital curente, atât pentru investitorii individuali, dar mai ales pentru investitorii instituționali.

¹ Capitalizarea bursieră a New York Stock Exchange pentru anul 2018 a fost de aproximativ 23 trilioane dolari, în timp ce Produsul Intern Brut al Statelor Unite ale Americii în aceeași perioadă a fost de 20,5 trilioane dolari.

În cadrul demersului de selectare și aplicare a celei mai potrivite metode de estimare a riscurilor la care se expun investitorii, apare adesea imposibilitatea respectării multiplelor ipoteze teoretice pe care aceste metode se bazează. Una dintre cele mai importante ipoteze, foarte des întâlnită în rândul modelelor de estimare a riscurilor, este ipoteza conform căreia seriile de randamente ale activelor financiare urmează distribuții normale.

Perioadele de instabilitate economică, așa cum este și cea pe care o traversăm în prezent, determină o volatilitate sporită pe piețele de capital. Unii investitori încearcă să își limiteze expunerea, în timp ce alții încearcă să exploateze momentele cu volatilitate ridicată. De asemenea, zvonurile și veștile proaste (fie ele reale sau false) contribuie, pe de o parte, la creșterea volatilității și, pe de altă parte, la intensificarea comportamentelor imitative, cu impact covârșitor asupra eficienței alocationale a pieței de capital. Volatilitatea ridicată manifestată de piețele de capital în prezent și prezența comportamentelor imitative de masă generează puternice asimetrii ale seriilor de randamente. Astfel, în ultimii ani, au apărut mai multe cercetări care contrazic viabilitatea ipotezei de normalitate a seriilor de randamente, susținând că o distribuție simetrică, așa cum este distribuția normală nu poate descrie cu acuratețe evoluțiile curente ale seriilor de randamente ale activelor financiare, caracterizate de puternice asimetrii.

În aceste condiții, am considerat oportună o analiză asupra modificărilor care survin la nivelul caracteristicilor de normalitate ale distribuțiilor seriilor de randamente, atunci când piața trece de la condiții normale de funcționare la perioade turbulente. Din punct de vedere statistic, alternanțele succesive rapide de calm relativ și turbulență ar trebui să fie caracterizate de puternice asimetrii ale seriilor de randamente. Pentru astfel de distribuții, modelele bazate pe varianță și semi-varianță devin irelevante. Asemenea probleme metodologice influențează gradul de precizie al modelelor de estimare a riscului, afectând dramatic rezultatele oferite de aceste modele. În acest sens, studiul realizat încearcă să stabilească dacă, în realitate, în perioadele de criză a pieței bursiere, există diferențe semnificative față de perioadele de funcționare normală, în ceea ce privește normalitatea distribuțiilor seriilor de randamente.

Astfel, primul obiectiv al cercetării întreprinse a fost de a determina dacă randamentele prezintă caracteristici ale distribuției normale, atât în condiții normale de funcționare, cât și în perioadele cu volatilitate ridicată, cum a fost cea a ultimelor 3 luni.

Al doilea obiectiv al cercetării s-a concentrat pe a determina în ce măsură caracteristicile distribuțiilor rămân neschimbate sau se modifică de

la perioadele de funcționare normală la cele caracterizate de volatilitate și turbulențe.

Un alt obiectiv urmărit în cadrul studiului întreprins a fost construirea un indicator care să indice normalitatea, dar și caracterul aleatoriu al seriilor de timp analizate (caracterul aleatoriu fiind considerat măsura eficienței informaționale).

În ultimul rând, al patrulea obiectiv urmărit în cadrul prezentului studiu a fost de a verifica dacă rupturile structurale ale evoluției acestui indicator sunt în concordanță cu anumite modificări majore ale randamentelor activelor sau cu anumite momente asociate cu diverse evenimente sesizabile.

1. Recenzia literaturii de specialitate

Perioadele de turbulență economică sau socială sunt întotdeauna oglindite cel mai bine în funcționarea piețelor de capital. Această idee este demonstrată într-un studiu efectuat în anul 2015 (Ioan, 2015), care releva existența unei anumite conexiuni (Pirtea et al., 2009) între componenta ciclică a Produsului Intern Brut și componenta ciclică a principalului indice al pieței bursiere. Astfel, lucrarea demonstrează că orice șoc în varianța seriei de timp a uneia dintre componentele ciclice (PIB sau indice) va determina o corecție corespunzătoare în cadrul varianței celeilalte serii temporale, astfel încât o combinație a celor două variante să rămână în interiorul unui anumit interval de încredere. În termeni economici, o conexiune astfel definită se interpretează prin adaptări și ajustări succesive realizate de ambele serii de timp analizate – PIB și indicele bursier, pe măsură ce seriile de timp analizate se influențează continuu una pe cealaltă.

Pe fondul apariției a tot mai multe articole care arată că normalitatea randamentelor este un concept tot mai rar întâlnit în realitate, devine evident faptul că mai ales în perioadele de instabilitate economică, distribuțiile randamentelor activelor financiare se vor situa tot mai departe de curba lui Gauss.

McCauley (2007) discută despre devierea tot mai amplă a acestor distribuții de la curba normală, amintind și de lucrări din anii '60 (M. F. M. Osborne sau Bachelier) care încercau fitări ale distribuțiilor empirice cu scopul de a demonstra deviațiile acestora față de distribuția normală.

McCauley pune în discuție, la fel ca și Mantegna și Stanley, (2000) existența unor densități de probabilitate puternic asimetrice. Lucrarea lui Han (2013) demonstrează existența unei conexiuni puternice între performanțele activelor financiare pe de o parte și media și asimetria distribuțiilor istorice, pe de altă parte, confirmând, în același timp, existența efectului de *fat tails* – asimetrii pronunțate.

În articolul scris de Sheikh și Qiao (2009), autorii arată că datorită absenței normalității în seriile de randamente, evenimentele extreme negative sunt observate cu o frecvență mult mai mare decât cea admisă de modelele de estimare a riscului utilizate în mod curent. În consecință, modelele tradiționale de alocare, bazate pe repartiții normale, tind să subvalueze riscul portofoliilor construite. Situația descrisă în articolul lor este des întâlnită în rândul modelelor așa-zis tradiționale de estimare a riscului, deoarece multe din acestea au la bază ipoteza de normalitate².

În toate aceste situații, este important să se adopte modele statistice flexibile, capabile să facă față cazurilor cu asimetrii și boltiri anormale și, în același timp, să permită o alternanță continuă de la non-normalitate la normalitate (Huber, 1981; Azzalini, 1986; Hampel et al., 1986). Astfel de caracteristici sunt surprinse de familia Distribuțiilor Asimetrice Exponențiale de Putere (Ayebo, 2003).

Cont (2001), referindu-se la binecunoscutele *stylized facts* afirmă că seriile randamentelor obținute pe piața de capital prezintă următoarele caracteristici:

- Asimetrii puternice (*heavy tails*): distribuțiile randamentelor tind să prezinte asimetrii, alungiri de tipul funcțiilor de putere. Chiar și seriile din care a fost eliminată componenta de volatilitate mențin aceste asimetrii;
- Asimetrie între câștig și pierdere: scăderile prețurilor acțiunilor au un quantum mai ridicat decât creșterile prețurilor.

Totuși, Cont afirmă faptul că seriile de date din domeniul piețelor de capital prezintă *normalitate agregată*³, adică prin creșterea orizontului temporal al analizei, se vor obține serii de timp ale randamentelor, care prezintă, totuși, distribuții normale.

Dintre cercetările provenite din sfera econo-fizicii, Didier Sornette (2002, 2004) observă o similaritate extrem de ridicată între evoluția prețurilor bursiere, îndeosebi a indicilor bursieri și evoluția unei funcții log-periodice, în perioadele premergătoare crizelor pieței de capital. Aceste

² De exemplu modelul lui Markowitz, modelul lui Sharpe, abordarea delta asupra modelului Value at Risk sau Mișcarea Browniană Geometrică (care stă la baza modelului Black Scholes)

³ Aggregational Gaussianity;

situații prezintă un proces de formare a prețurilor care nu mai este unul de tip *random walk*. Sornette afirmă faptul că orice deviație a evoluției prețului de la o evoluție de tip *random walk* (care descrie, de fapt, mersul unei zile obișnuite), derivă dinspre comportamentul și acțiunile desfășurate de participanții la piață. Ipoteza abordată de către econo-fizicieni susține că formarea premiselor care duc la apariția crash-urilor pieței bursiere apare o dată cu crearea unor corelații puternice în interiorul pieței, ceea ce contribuie la apariția unor comportamente cooperative ale participanților la piață (comportamente imitative de masă, comportamente de tip turmă – *herding*). Într-un anumit interval de timp, toate acestea vor avea ca efect colapsul pieței bursiere.

Din cele expuse mai sus, rezultă importanța unei analize aprofundate în ceea ce privește distribuția empirică prezentată de datele studiate, pentru a putea decide asupra unei alegeri corecte și pertinente a metodei de estimare a riscului. De asemenea, studiind teoria econo-fizicienilor, în mod special pe cea propusă de Sornette, se cristalizează importanța studierii distincte a perioadelor de acalmie, de funcționare a pieței în parametri normali și a celor caracterizate de turbulențe sau chiar de crize.

2. Metodologia cercetării și datele utilizate

În scopul realizării acestui studiu, am ales perioada curentă, care, la nivel mondial este dominată de debutul unei crize economice generate de stagnarea generalizată a activității economice, pe fondul limitării răspândirii bolii Covid-19. În acest context, am realizat o analiză comparativă, din două puncte de vedere:

- Din punct de vedere al *spațialității* am ales principalul indice de piață al Statelor Unite ale Americii, S&P 500, considerat de specialiști ca fiind un adevărat “benchmark” al evoluției mondiale al burselor de valori. La polul opus, am ales principalul indice de piață din România, indicele BET, ca reprezentant al pieței de capital a unei economii emergente;
- Din punct de vedere al *perioadei* de analiză, am realizat o analiză comparativă între perioada de relativ calm, anterioară izbucnirii pandemiei Covid-19, perioada marcată de debutul și răspândirea pandemiei și perioada marcată de instaurarea acesteia la nivel mondial și instaurarea stării de urgență în mai multe țări. Astfel, am analizat cinci perioade diferite și anume:

- Trimestrul al treilea al anului 2019;
- Trimestrul al patrulea al anului 2019;
- Întregul an 2019; Primele trei subperioade au fost alese pentru a testa pe diverse orizonturi temporale comportamentul seriilor de randamente pe parcursul perioadelor de acalmie și funcționare normală a pieței de capital;
- Trimestrul întâi al anului 2020, perioada marcată de izbucnirea și augmentarea pandemiei;
- Perioada 01.01.2020 – 05.05.2020, perioadă care cuprinde atât izbucnirea pandemiei pe teritoriul Statelor Unite ale Americii, cât și pe teritoriul României, dar și instaurarea stării de urgență și o majoră stagnare a economiei, impusă de măsurile de carantină / izolare.

Datele utilizate sunt reprezentate de date zilnice, obținute de pe Yahoo Finance (S&P500) și de pe www.tradeville.ro (indicele BET). Analiza normalității seriilor de randamente ale indicilor BET și S&P500 a fost realizată, utilizând testele clasice de normalitate:

- Testul Shapiro – Wilk;
- Testul Anderson – Darling;
- Testul Kolmogorov – Smirnov;
- Testul Jarque – Bera;
- Testul Anscombe – Glynn;
- Testul Bonett-Seier;
- Testul Geary;
- Valorile asimetriei și boltirii distribuțiilor empirice analizate.

În urma analizei normalității distribuțiilor randamentelor celor doi indici de piață, am construit un indicator al normalității și al caracterului aleatoriu (care exprimă, de fapt nivelul eficienței informaționale a pieței), folosind o fereastră mobilă de 30 de zile:

$$I = S^2 + (K - 3)^2 + (H - 0,5)^2 \quad (1)$$

unde:

S = coeficientul de asimetrie (*skewness*) Pearson al seriei randamentelor (care pentru o distribuție normală are valoarea 0);

K = coeficientul de boltire (*kurtosis*) Pearson al seriei randamentelor (care pentru o distribuție normală are valoarea 3);

H = Exponentul Hurst Exponent al seriei randamentelor (o valoare de 0,5 indică o distribuție necorelată, aleatoare);

În continuare, pe baza seriei de timp a indicatorului construit, am determinat, cu ajutorul testului Bai – Perron momentele de ruptură structurală.

Toate analizele și testele efectuate au fost realizate prin utilizarea softului R.

3. Principalele rezultate obținute

În urma aplicării testelor de normalitate enumerate (la probabilitatea de 0,95), se poate observa că pentru majoritatea perioadelor analizate (cu excepția indicelui BET în trimestrul al patrulea al anului 2019), ipoteza de normalitate nu se confirmă (tabelele nr. 1 – nr. 5), asimetria și boltirea au valori foarte distanțate de valorile caracteristice repartiției normale, *p-value* pentru testul Shapiro – Wilk este foarte mic, etc. În cadrul trimestrului 4 al anului 2019, randamentele zilnice ale indicelui BET prezintă caracteristici ale unei distribuții normale, după majoritatea testelor aplicate (Shapiro – Wilk oferind cele mai acurate rezultate, de obicei). În aceeași perioadă, se poate observa că și valorile furnizate de aceste teste în cazul indicelui S&P500 se apropie destul de mult de cele specifice unei distribuții normale (Shapiro – Wilk confirmând normalitatea la un grad de încredere de 0,9). Apropierea de o distribuție gaussiană este confirmată și de scăderea drastică a valorii testului Jarque – Bera pentru această perioadă sau de creșterea valorii *p-value* a testului Kolmogorov – Smirnov.

Având în vedere rezultatele prezentate în cele ce urmează, cercetarea efectuată tinde să confirme rezultatele discutate în partea de recenzie a literaturii de specialitate, care susțin că în prezent distribuții gaussiene ale seriilor de randamente sunt deosebit de greu de întâlnit în cazul distribuțiilor empirice.

Tabelul nr. 1. Rezultatele testelor de normalitate pentru trimestrul al treilea, 2019

Indice	Test	Trimestrul al treilea 2019		
BET	Shapiro-Wilk	W = 0.93484	p-value = 0.001824	
	Anderson-Darling	A = 1.0712	p-value = 0.007653	
	Kolmogorov-Smirnov	D = 0.10773	p-value = 0.4278	
	Jarque-Bera	JB = 26.204	p-value = 2.042e-06	
	Anscombe-Glynn	kurt = 5.510061	z = 2.8589	p-value = 0.004251
	Bonett-Seier	tau = 0.0047921	z = 2.5359128	p-value = 0.01122
	Geary	0.7351743		
	Kurtosis	5.510061		
	Skewness	0.8983524		
S&P500	Shapiro-Wilk	W = 0.92116	p-value = 0.0006182	
	Anderson-Darling	A = 1.0756	p-value = 0.007437	
	Kolmogorov-Smirnov	D = 0.090143	p-value = 0.652	
	Jarque-Bera	JB = 24.808	p-value = 4.101e-06	
	Anscombe-Glynn	kurt = 5.256683	z = 2.6817	p-value = 0.007324
	Bonett-Seier	tau = 0.0066835	z = 3.3537974	p-value = 0.0007971
	Geary	0.7142385		
	Kurtosis	5.256683		
	Skewness	-1.043812		

Sursa: prelucrare proprie în R

Tabelul nr. 2. Rezultatele testelor de normalitate pentru trimestrul al patrulea, 2019

Indice	Test	Trimestrul al patrulea 2019		
BET	Shapiro-Wilk	W = 0.97224	p-value = 0.1581	
	Anderson-Darling	A = 0.45988	p-value = 0.2533	
	Kolmogorov-Smirnov	D = 0.086255	p-value = 0.7277	
	Jarque-Bera	JB = 4.5739	p-value = 0.1016	
	Anscombe-Glynn	kurt = 3.87471	z = 1.5929	p-value = 0.1112
	Bonett-Seier	tau = 0.0036268	z = 1.8839995	p-value = 0.05957
	Geary	0.7501328		
	Kurtosis	3.87471		
	Skewness	-0.4873654		
S&P500	Shapiro-Wilk	W = 0.95429	p-value = 0.02009	
	Anderson-Darling	A = 0.55259	p-value = 0.1483	
	Kolmogorov-Smirnov	D = 0.079933	p-value = 0.7858	
	Jarque-Bera	JB = 15.602	p-value = 0.0004094	
	Anscombe-Glynn	kurt = 4.861768	z = 2.4276	p-value = 0.0152
	Bonett-Seier	tau = 0.00422	z = 2.12271	p-value = 0.03378
	Geary	0.7438877		
	Kurtosis	4.861768		
	Skewness	-0.7869854		

Sursa: prelucrare proprie în R

Tabelul nr. 3. Rezultatele testelor de normalitate pentru anul 2019

Indice	Test	2019		
BET	Shapiro-Wilk	W = 0.92961	p-value = 4.831e-10	
	Anderson-Darling	A = 4.678	p-value = 1.284e-11	
	Kolmogorov-Smirnov	D = 0.090589	p-value = 0.02341	
	Jarque-Bera	JB = 267.46	p-value < 2.2e-16	
	Anscombe-Glynn	kurt = 7.862321	z = 6.0657	p-value = 1.314e-09
	Bonett-Seier	tau = 0.0056172	z = 10.0221595	p-value = 2.2e-16
	Geary	0.6788856		
	Kurtosis	7.862321		
	Skewness	-0.1052742		
S&P500	Shapiro-Wilk	W = 0.94326	p-value = 2.771e-08	
	Anderson-Darling	A = 2.8901	p-value = 2.769e-07	
	Kolmogorov-Smirnov	D = 0.089311	p-value = 0.03648	
	Jarque-Bera	JB = 125.76	p-value < 2.2e-16	
	Anscombe-Glynn	kurt = 6.225749	z = 4.9418	p-value = 7.741e-07
	Bonett-Seier	tau = 0.0055885	z = 6.9461569	p-value = 3.754e-12
	Geary	0.7103085		
	Kurtosis	6.225749		
	Skewness	-0.6362033		

Sursa: prelucrare proprie în R

Tabelul nr. 4. Rezultatele testelor de normalitate pentru trimestrul întâi, 2020

Indice	Test	Trimestrul întâi 2020		
BET	Shapiro-Wilk	W = 0.84022	p-value = 5.262e-07	
	Anderson-Darling	A = 4.076	p-value = 2.986e-10	
	Kolmogorov-Smirnov	D = 0.20327	p-value = 0.007878	
	Jarque-Bera	JB = 71.888	p-value = 2.22e-16	
	Anscombe-Glynn	kurt = 7.585069	z = 3.7594	p-value = 0.0001703
	Bonett-Seier	tau = 0.014754	z = 8.153123	p-value = 3.546e-16
	Geary	0.6143582		
	Kurtosis	7.585069		
	Skewness	-1.087215		
S&P500	Shapiro-Wilk	W = 0.91447	p-value = 0.0002943	
	Anderson-Darling	A = 2.2632	p-value = 8.394e-06	
	Kolmogorov-Smirnov	D = 0.17605	p-value = 0.03316	
	Jarque-Bera	JB = 17.304	p-value = 0.0001748	
	Anscombe-Glynn	kurt = 5.430291	z = 2.7933	p-value = 0.005217
	Bonett-Seier	tau = 0.023693	z = 5.768832	p-value = 7.982e-09
	Geary	0.6604206		
	Kurtosis	5.430291		
	Skewness	-0.3816135		

Sursa: prelucrare proprie în R

Tabelul nr. 5. Rezultatele testelor de normalitate pentru 01.01.2020 – 05.05.2020

Indice	Test	2020, 01.01.2020 - 05.05.2020		
BET	Shapiro-Wilk	W = 0.8817	p-value = 1.077e-06	
	Anderson-Darling	A = 3.6373	p-value = 3.723e-09	
	Kolmogorov-Smirnov	D = 0.18724	p-value = 0.004811	
	Jarque-Bera	JB = 76.179	p-value < 2.2e-16	
	Anscombe-Glynn	kurt = 7.103606	z = 3.8320	p-value = 0.0001271
	Bonett-Seier	tau = 0.014956	z = 7.942313	p-value = 1.984e-15
	Geary	0.6368297		
	Kurtosis	7.103606		
	Skewness	-1.051156		
S&P 500	Shapiro-Wilk	W = 0.93022	p-value = 0.00019	
	Anderson-Darling	A = 2.0826	p-value = 2.437e-05	
	Kolmogorov-Smirnov	D = 0.12687	p-value = 0.1187	
	Jarque-Bera	JB = 29.772	p-value = 3.429e-07	
	Anscombe-Glynn	kurt = 5.764325	z = 3.1968	p-value = 0.00139
	Bonett-Seier	tau = 0.022402	z = 6.248629	p-value = 4.141e-10
	Geary	0.6675251		
	Kurtosis	5.764325		
	Skewness	-0.4372211		

Sursa: prelucrare proprie în R

Analizând rezultatele de mai sus, se poate observa că rezultatele testelor de normalitate infirmă prezenta acestuia în majoritatea cazurilor analizate, atunci când testele sunt aplicate într-o *manieră statică*, la un anumit moment dat, pentru o întreagă perioadă de timp. În urma construcției indicatorului propus, se realizează obținerea unui indicator al normalității și

caracterului aleator, de această dată într-o *manieră dinamică*, datorită construcției acestui indicator pe o fereastră mobilă de 30 de zile.

În cele ce urmează, putem observa că deși rezultatele inițiale infirmă prezența caracteristicilor normalității în cadrul unei analize statice, la un moment dat, normalitatea apare totuși în unele momente de timp, dar ea nu se păstrează într-o manieră continuă și nici pe termen lung (figurile nr. 1–5).

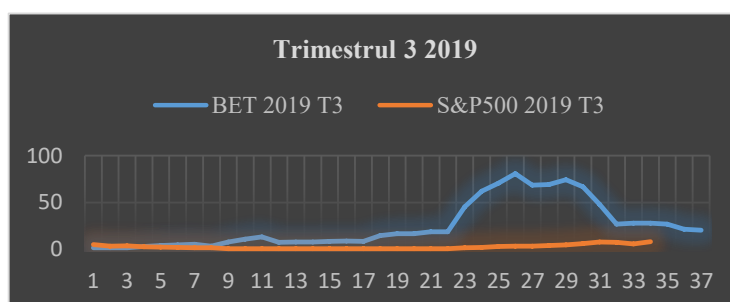


Figura nr. 1. Evoluția indicatorului propus în al treilea trimestru al anului 2019

Sursa: prelucrare proprie

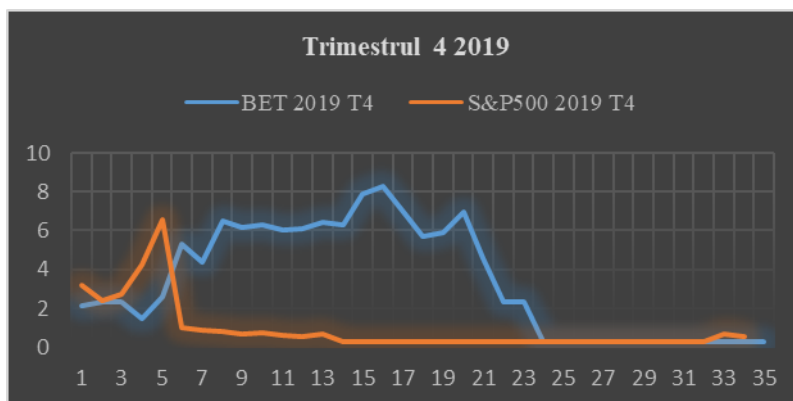


Figura nr. 2. Evoluția indicatorului propus în al patrulea trimestru al anului 2019

Sursa: prelucrare proprie

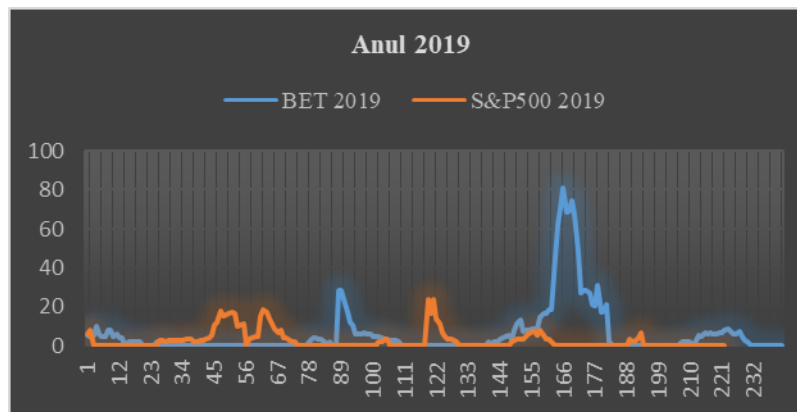


Figura nr. 3. Evoluția indicatorului propus in anul 2019

Sursa: prelucrare proprie

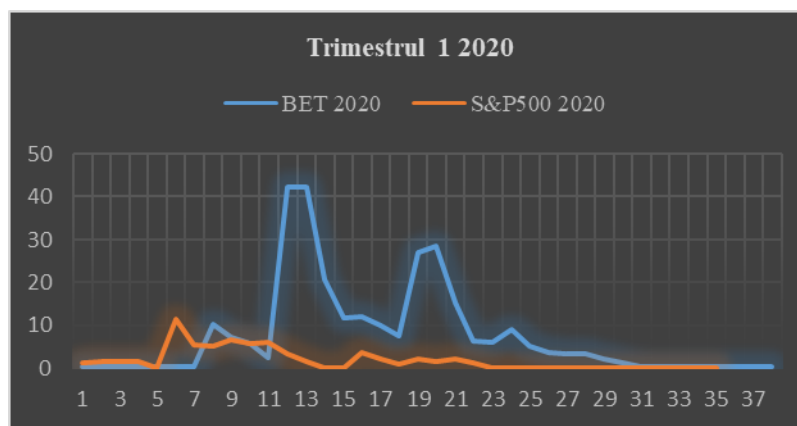


Figura nr. 4. Evoluția indicatorului propus in primul trimestru al anului 2020

Sursa: prelucrare proprie

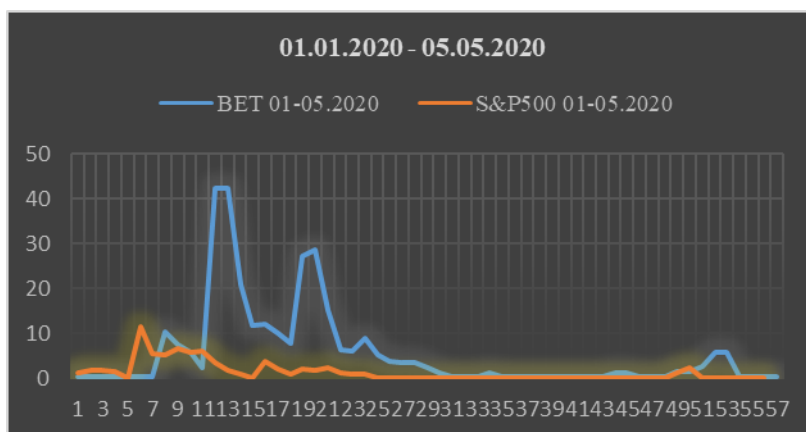


Figura nr. 5. Evoluția indicatorului propus în perioada 01.01.2020 – 05.05.2020

Sursa: prelucrare proprie

Analizând figurile prezentate anterior, putem observa că există mai multe momente în care valoarea indicatorului propus se apropie și chiar se menține pentru o anumită perioadă în jurul valorii zero. De asemenea, putem observa că în cazul indicelui S&P500, valoarea indicatorului se situează în apropierea valorii zero de mai multe ori decât în cazul indicelui BET. Astfel, putem concluziona că distribuția randamentelor indicelui S&P500 se apropie mai mult de o repartiție gaussiană. De asemenea, este de notat faptul că în timp ce seriile de timp ale asimetriei și ale boltirii prezintă fluctuații majore, seriile de timp obținute pentru exponentul Hurst se situează în majoritatea timpului aproape de valoarea 0,99.

Indicatorul calculat pe baza indicelui S&P500 prezintă mai puține fluctuații majore, mai puține șocuri decât indicatorul calculat pe baza indicelui BET, care are o evoluție mult mai fluctuantă și mai volatilă.

Aceste evoluții caracterizate de volatilitate ridicată, observate în evoluția indicatorului construit, au ridicat semne de întrebare referitoare la momentele apariției șocurilor. Astfel, am realizat și un test de rupturi structurale pentru seriile de date ale indicatorilor construiți, utilizând testul Bai – Perron. Rezultatele acestui test sunt prezentate în Anexa 1.

În continuare, am analizat evoluția indicilor bursieri S&P500 și BET în momentele indicate de testul Bai – Perron ca fiind zilele cu rupturi structurale. Pentru anul 2019, analiza a relevat o singură zi, în cazul indicelui BET, cu o evoluție caracterizată de un nivel mărit de volatilitate în

comparație cu zilele învecinate, aceasta fiind ziua de 27.08.2019, caracterizată de un randament de 2,37%. În restul zilelor indicate de testul Bai – Perron ca fiind zile de ruptură structurală, rentabilitatea zilei respective nu confirmă vreun eveniment deosebit, așadar indicatorul construit furnizează o serie de alarme false.

În ceea ce privește analiza efectuată asupra primului trimestru al anului 2020, zilele de ruptură structurală indicată de testul Bai – Perron, corespund următoarelor evoluții ale indicelui BET:

- Ziua nr. 7 este cea anterioară zilei de 24.02.2020, care prezintă o scădere de 2.46%;
- Ziua nr. 11 prezintă o scădere a indicelui de 1,47% și este cea anterioară zilei de 28.02.2020, care prezintă o scădere de 4.62%;
- Ziua nr. 14 prezintă o creștere a indicelui de 3,63% și este cea anterioară zilei de 03.03.2020, care prezintă o creștere de 2.54%;
- Zilele nr. 17, 18 și 19 prezintă respectiv variații de -1,77%, -1,55%, -7,53%;
- Ziua nr. 22 este 12.03.2020, și prezintă o scădere de 5.15%;
- Ziua nr. 24 este data de 16.03.2020, cu o scădere de 9,58%;
- Ziua nr. 25 prezintă o creștere a indicelui de 6,11% și este cea anterioară zilei de 18.03.2020, care prezintă o scădere a indicelui BET de 3.56%;
- Zilele nr. 30, 31 și 33 prezintă respectiv variații de 6,15%, 1,99%, -1,23%;

În cazul indicelui S&P500, în primul trimestru al anului 2020, zilele de ruptură structurală indicată de testul Bai – Perron, corespund următoarelor evoluții:

- Ziua nr. 5 prezintă o scădere a indicelui de 1,05% și este cea anterioară zilei de 24.02.2020, care prezintă o scădere de 3.35%;
- Ziua nr. 7 este 25.02.2020, și prezintă o scădere de 3.03%;
- Ziua nr. 11 prezintă o creștere a indicelui de 4,60% și este cea anterioară zilei de 03.03.2020, care prezintă o scădere de 2.81%;
- Ziua nr. 17 prezintă o creștere a indicelui de 4,94% și este cea anterioară zilei de 11.03.2020, care prezintă o scădere de 4.89%;
- Ziua nr. 21 este ziua de 16.03.2020 și prezintă cea mai mare scădere a indicelui S&P500 de la începutul perioadei analizate (01.01.2019), de 11,98%;
- Ziua nr. 23 este 18.03.2020, și prezintă o scădere de 5.18%;
- Ziua nr. 26 este 23.03.2020, și prezintă o scădere de 2.93%;

- Ziua nr. 29 este ziua de 26.03.2020 și prezintă o creștere de 6,24%.

Dacă extindem perioada de analiză până în 05.05.2020, zilele de ruptură structurală indicate de testul Bai – Perron, în cazul indicelui BET sunt:

- Ziua nr. 8 este 24.02.2020, și prezintă o scădere de 2.46%;
- Ziua nr. 15 este 03.03.2020, și prezintă o creștere de 2.54%;
- Ziua nr. 17 este 05.03.2020, și prezintă o scădere de 1.77%;
- Ziua nr. 18 este 06.03.2020, și prezintă o scădere de 1.55%, fiind ziua anterioară datei de 09.03.2020, care prezintă una dintre cele mai drastice scăderi din anul 2020, de 7.53%;
- Ziua nr. 21 este 09.03.2020, și prezintă o scădere de 3.91%, fiind ziua anterioară datei de 10.03.2020, care prezintă o scădere de 5.15%;
- Ziua nr. 23 este anterioară datei de 16.03.2020, care prezintă cea mai amplă scădere din 2020, de 9.58%;
- Ziua nr. 26 este 18.03.2020, și prezintă o scădere de 3.56%, fiind ziua anterioară zilei 27, 19.03.2020, care prezintă o creștere de 1.26%;
- Ziua nr. 31 este 25.03.2020, și prezintă o creștere de 1.99%;
- Ziua nr. 33 este 27.03.2020, și prezintă o scădere de 1.23%;
- Ziua nr. 36 este 01.04.2020, și prezintă o scădere de 2.62%, fiind ziua anterioară zilei 37, 02.04.2020, care prezintă o creștere de 1.66%;
- Ziua nr. 39 este 06.04.2020, și prezintă o creștere de 2.4%, fiind ziua anterioară zilei de 07.04.2020, care prezintă o creștere de 4.07%;
- Ziua nr. 46 este 15.04.2020, și prezintă o scădere de 4%;

Pentru aceeași perioadă de analiză (până în 05.05.2020), zilele de ruptură structurală indicate de testul Bai – Perron, în cazul indicelui S&P500 sunt:

- Ziua nr. 8 este 26.02.2020, fiind ziua anterioară zilei de 27.02.2020, care prezintă o scădere de 4.42%;
- Ziua nr. 10 este 28.02.2020, fiind ziua anterioară zilei de 02.03.2020, care prezintă o creștere de 4.6%;
- Ziua nr. 13 este 04.03.2020, cu o creștere de 4.22%, fiind ziua anterioară zilei de 05.03.2020, care prezintă o scădere de 3.39%;
- Ziua nr. 17 este 10.03.2020, cu o creștere de 4.94%. Următoarele zile aduc scăderi succesive de 4.89% și de 9.51%. Apoi următoarea zi

prezintă o creștere de 9.29%. Apoi, în ziua 21 apare cea mai mare scădere a anului 2020 de 11.98%;

- Ziua nr. 26, 23.03.2020, prezintă o scădere de 2.93%, fiind ziua anterioară zilei de 24.03.2020, care prezintă o creștere de 9.38% (ziua 27);
- Ziua nr. 32, 31.03.2020, prezintă o scădere de 1.6%, fiind ziua anterioară zilei de 01.04.2020, cu o scădere de 4.41%;
- Ziua nr. 35, 03.04.2020, prezintă o scădere de 1.51%, fiind ziua anterioară zilei de 06.04.2020, care prezintă o creștere de 7.03% (ziua 36);
- Ziua nr. 41, 14.04.2020, prezintă o creștere de 3.06%, fiind anterioară zilei de 15.04.2020, cu o scădere de 2.2%;
- Ziua nr. 45, 20.04.2020, prezintă o scădere de 1.79%, fiind ziua anterioară zilei de 21.03.2020, cu o scădere de 3.07% (ziua 46);

Este astfel relevat faptul că indicatorul construit este capabil să surprindă zilele caracterizate de cele mai mari turbulențe și care prezintă volatilitatea cea mai ridicată.

Concluzii

Analiza asupra normalității seriilor de randamente zilnice este importantă în primul rând și premisă a funcționării modelelor de estimare a riscului, dar și prin prisma asigurării analistului / investitorului de posibilitatea existenței eficienței și atomicității pieței de capital.

În ceea ce privește analiza normalității (atât în maniera statică, dar și în maniera dinamică), rezultatele obținute au relevat câteva aspecte importante:

1. Normalitatea seriilor de randamente zilnice apare doar într-un singur interval temporal, lăsând loc altor distribuții pentru perioade relativ mari de timp;
2. Normalitatea nu se manifestă mai cu precădere în perioadele de acalmie, față de cele caracterizate de turbulență;
3. Normalitatea nu este nici o condiție prealabilă pentru apariția unui crash bursier, nici o garanție că în ziua / perioada următoare nu va avea loc un crash.

Din moment ce premisa normalității nu este respectată, nici metodele „clasice” de estimare a riscului nu pot fi eficiente, prin urmare investitorii care folosesc modelele dependente de această premisă au fost extrem de

expuși la riscuri în această perioadă turbulentă și probabil au înregistrat pierderi importante.

Importanța demersului este cu atât mai ridicată cu cât criza curentă manifestată pe piața de capital este de o cu totul altă natură față de crizele majore anterioare (criza din 1987, criza dot.com de la începutul anilor 2000, criza imobiliară debutată în 2006 – 2007 în SUA, etc.). Toate au fost crize care au realizat o corecție majoră la nivel macroeconomic, adesea prin intermediul pieței de capital. De data aceasta analizăm o criză a pieței de capital, determinată de un fenomen social extrem, care va avea efecte secundare asupra economiei, decalate în timp, printr-un mecanism de propagare (*spillover effect*), idee întâlnită și la alți cercetători (Goodell, 2020). Această criză socială nu va determina o scădere pe piața de capital de natura corecțiilor descrise de crizele amintite, ci mai degrabă o scădere determinată de teamă, panică, perspectiva contractării viitoare a activității economice, în urma unor fenomene extreme, de genul pandemiilor, războaielor, cutremurelor, etc. Tocmai datorită naturii crizei curente, este cert faptul că piața înregistrează și va continua să înregistreze scăderi majore, care vor duce la asimetrii puternice în seriile de randamente zilnice. Acest lucru este relevant și de absența tot mai accentuată a normalității seriilor de randamente, idee demonstrată în cadrul lucrării prezente. Veștile proaste din economie și din sistemul sanitar vor crea în continuare panică, comportamente de turmă și vor augmenta tendința de scădere. Randamentele nu vor mai prezenta distribuții normale iar modelele „clasice” de estimare a riscului vor oferi rezultate din ce în ce mai eronate. Este evident faptul că investitorii vor trebui să utilizeze de acum înainte doar modele de estimare a riscului care să nu pornească de la premisa normalității seriilor zilnice de randamente. Normalitatea seriilor de randamente nu mai poate fi folosită ca și premisă de lucru, așadar lucrarea propune exploatarea utilității lipsei acestei normalități. În aceste condiții, lucrarea de față propune un Indicator care să exploateze tocmai momentele de “îndepărtare extremă” de la normalitate, rupturile structurale în normalitate, pentru a putea lăsa timp investitorului să prevină efectele mișcărilor ample din cadrul pieței, iar rezultatele obținute sunt destul de promițătoare.

Evoluția randamentelor indicelui BET prezintă o mai mare distanțare a seriei de timp analizate de caracteristicile normalității și eficienței, ceea ce poate însemna că tranzacționarea este de multe ori realizată mai degrabă pe bază de zvonuri și comportament imitativ decât pe bază de principii de analiză tehnică sau fundamentală.

Absența periodică a normalității implică imposibilitatea utilizării anumitor modele de estimare a riscurilor, precum și a anumitor modele de formare a prețurilor, întrucât prezumpția de normalitate este periodic încălcată.

Analizând rezultatele exponentului Hurst (calculate pe o fereastră mobilă de 30 de zile), vom găsi în majoritatea cazurilor valori de 0,99, ceea ce indică serii de timp persistente, cu tendințe solide a a păstra un anumit trend de evoluție, relevând așadar absența eficienței informaționale.

Testul Bai – Perron indică anumite rupturi structurale în seria de timp a Indicatorului propus, care, în majoritatea zilelor anului 2019 oferă alarme false, deoarece indică zile cu tranzacționare normală, fără variații mari ale prețurilor de închidere și cu volatilitate scăzută. Dar anul 2019 nici nu a avut o evoluție foarte volatilă, ambii indici înregistrând un trend ascendent, cu o pantă moderată.

Rezultatele sunt mai bune în cazul seriei de randamente zilnice corespunzătoare anului 2020, în cazul ambilor indici, într-o perioadă extrem de volatilă, guvernată de fluctuații mari și de scăderi importante ale prețurilor de închidere. În cadrul acestei perioade, prima parte a anului 2020, de mai multe ori, rupturile structurale în evoluția indicatorului propus, apar în ziua precedentă unor anumite evenimente „mari”, ceea ce face ca Indicatorul să fie util pentru analize “out of sample”.

În cadrul contextului economic și social actual, există autori (Zhang et al., 2020) care pledează pentru ca statele, îndeosebi cele afectate radical de pandemie să implementeze măsuri de protecție pentru investitori. În acest sens, rezultatele obținute în această lucrare ar putea sugera validitatea unor păreri care susțin implementarea de către autoritățile de supraveghere a piețelor de capital a unei limitări de volatilitate zilnică (în sensul suspendării de la tranzacționare a instrumentelor financiare care ating pragul impus), considerând că această măsură ar aduce o protecție a investitorilor împotriva scăderilor majore care apar brusc într-o singură zi, lăsându-le acestora un anumit timp de reacție⁴. Totuși, există și păreri care spun că măsura aceasta ar fi o formă de control asupra capitalului sau o măsură care ar reduce prea mult lichiditatea pieței.

⁴ măsură deja adoptată de unele dintre cele mai mari burse de valori din lume, ca de exemplu CME Group;

Bibliografie

- [1] Ayebo, A. și T. J. Kozubowski, (2003), An asymmetric generalization of Gaussian and Laplace laws, *Journal of Probability and Statistical Science*
- [2] Azzalini, A., (1986), Further results on a class of distributions which includes the normal ones, *Statistica* 12, pp. 171–178
- [3] Bottazzi, G. și A. Secchi, (2011), *A New Class of Asymmetric Exponential Power Densities with Applications to Economics and Finance. Industrial and Corporate Change*, Oxford University Press (OUP), pp. 991
- [4] Cont, R., (2001), *Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues*, Quantitative Finance, Institute of Physics Publishing, Volumul 1, pp. 223 – 236
- [5] Goodell, J.W., (2020), *COVID-19 and finance: Agendas for future research*, Finance Research Letters, Aprilie 2020
- [6] Hampel, F., E. Rocchetti, P. Rousseeuw, și W. Stahel (1986), *Robust Statistics: The Approach Based on the Influence Functions*, New York: John Wiley and Sons
- [7] Han, L., (2013), *Empirical study on stock's capital returns distribution and future performance*, TigerPrints, 5-2013, Clemson University
- [8] Huber, P. (1981), *Robust Statistics*, New York: John Wiley and Sons.
- [9] Ioan, R., (2015), The Co-Movement Connection Between The GDP and The Main Stock Market Index. The Cases of USA and Romania, *Annals of the „Constantin Brâncuși” University of Târgu Jiu*, Economy Series, Issue 6/2015, pp. 186 – 192
- [10] Kozubowski, T. J. și K. Podgorski, (2001), Asymmetric Laplace Laws and Modeling Financial Data, *Mathematical and Computer Modelling*, 34, pp. 1003-1021
- [11] Mantegna, R. și H. Stanley, (2000), *An Introduction to Econophysics: Correlations and Complexity in Finance*, Cambridge University Press

- [12] McCauley, J. (2007), *Dynamics of Markets: Econophysics and Finance*, Cambridge University Press
- [13] Pirtea, M.G., R. Ioan, B. Dima și Șt.M. Cristea, (2009), *The “Co-Movement” Connection between Two Time Series*, The 3rd European DAAAM International Young Researchers’ and Scientists’ Conference, Vienna, Austria
- [14] Sheikh, A. Z. și H. Qiao, (2009), Non-normality of market returns. A framework for asset allocation decision-making, *J. P. Morgan Asset Management*
- [15] Sornette, D., (2002), *Critical Market Crashes*, parte a cărții “Why stock market crash”, Princeton University Press, January 2003; <http://www2.math.uu.se/cim/seminars/CriticalMarketCrashes.pdf>,
- [16] Sornette, D. și W. X. Zhou, (2004), Predictability of large future changes in major financial indices, *International Journal of Forecasting*, Volumul 22, Nr. 1, Ianuarie – Martie, pp. 153-168
- [17] Zhang, D. M. Hu și Q. Jib, (2020), Financial markets under the global pandemic of COVID-19, *Finance Research Letters*, Aprilie 2020

Anexa 1. Rezultatele testului Bai – Perron (obținute în R)

BET 2019, trimestrul 3

Breakpoints at observation number:

m = 1					18	
m = 2		12			24	
m = 3		9		18	27	
m = 4	7		14	21	29	
m = 5	6	12		18	24	30
m = 6	5	10	15	20	25	31

Fit:

m	0	1	2	3	4	5	6
RSS	4218.0	1054.5	468.0	262.5	168.0	115.5	
	85.0						
BIC	287.5	243.4	220.6	206.4	197.1	190.5	
	186.3						

BET 2019, trimestrul 4

Breakpoints at observation number:

m = 1					17
m = 2		11			23
m = 3	8		17		26

m = 4 7 14 21 28

m = 5 5 11 17 23 29

Fit:

m	0	1	2	3	4	5
RSS	3570.0	892.5	396.0	222.0	140.0	97.5
BIC	268.3	226.9	205.6	192.4	183.4	177.8

BET 2019

Breakpoints at observation number:

m = 1 121

m = 2 80 161

m = 3 60 120 181

m = 4 48 96 144 193

m = 5 40 80 120 160 201

Fit:

m	0	1	2	3	4	5
RSS	1181021	295240	131220	73810	47236	32800
BIC	2753	2429	2243	2115	2018	1941

BET 2020, trimestrul 1

Breakpoints at observation number:

m = 1 19

m = 2 12 25

m = 3 9 18 28

m = 4 7 14 22 30

m = 5 6 12 18 24 31

m = 6 5 11 17 22 28 33

Fit:

m	0	1	2	3	4	5	6
RSS	4569.5	1140.0	507.0	285.0	182.0	126.0	92.5
BIC	297.1	251.6	228.1	213.5	203.7	197.0	192.6

BET 2020, 01.01.2020 – 05.05.2020

Breakpoints at observation number:

m = 1 27

m = 2 18 37

m = 3 13 27 41

m = 4 10 21 33 44

m = 5 8 17 26 36 46

m =	6	7	15	23	31	39	47
Fit:							
m	0		1		2		3
							4
							5
RSS	15428.0		3857.0		1710.0		962.5
	427.5	312.0					616.0
BIC	489.1		418.2		379.9		355.2
	325.1	315.3					337.9

S&P500 2019, trimestrul 3

Breakpoints at observation number:

m =	1				17
m =	2		11		22
m =	3	8		16	25
m =	4	6	13		20 27
m =	5	5	11	17	22 28
Fit:					
m	0		1		2
					3
					4
					5
RSS	3272.5	816.0	363.0	204.0	129.5
					90.0
BIC	258.8	218.6	198.2	185.6	177.2
					171.9

S&P500 2019, trimestrul 4

Breakpoints at observation number:

m =	1				17
m =	2		11		22
m =	3	8		16	25
m =	4	6	13		20 27
m =	5	5	11	17	22 28
Fit:					
m	0		1		2
					3
					4
					5
RSS	3272.5	816.0	363.0	204.0	129.5
					90.0
BIC	258.8	218.6	198.2	185.6	177.2
					171.9

S&P500 2019

Breakpoints at observation number:

m =	1					121
m =	2		80			161
m =	3	60		120		181
m =	4	48	96		144	193
m =	5	40	80	120	160	201
Fit:						
m	0		1		2	
					3	
					4	
					5	
RSS	1181021		295240		131220	
						73810
						47236
	32800					

BIC	2753	2429	2243	2115	2018
1941					

S&P500 2020, trimestrul 1

Breakpoints at observation number:

m = 1				17
m = 2		11		23
m = 3	8		17	26
m = 4	7	14		21 28
m = 5	5	11	17	23 29

Fit:

m	0	1	2	3	4	5
RSS	3570.0	892.5	396.0	222.0	140.0	97.5
BIC	268.3	226.9	205.6	192.4	183.4	177.8

S&P500 2020, 01.01.2020 – 05.05.2020

Breakpoints at observation number:

m = 1					27
m = 2		17			36
m = 3		13	27		41
m = 4	10	21		32	43
m = 5	8	17	26	35	45

Fit:

m	0	1	2	3	4	5
RSS	14630.0		3654.0	1624.5	910.0	583.0
	405.0					
BIC		478.6	409.0	371.7	347.3	330.4
	318.0					