

FINANȚELE COMPORTAMENTALE: ÎN UNELE CIRCUMSTANȚE PIEȚELE FINANCIARE SE POT DOVEDI INEFICIENTE INFORMAȚIONAL ȘI DATORITĂ INFLUENȚEI FACTORILOR PSIHOLOGICI. CONTROVERSE, STUDII, ASPECTE STATISTICE

Rodica Voloh*¹

Academia de Studii Economice, București, România

Rezumat

Una dintre cele mai recente tendințe în dezvoltarea gândirii economice este domeniul finanțelor comportamentale, care a adus modelul uman cât mai aproape de realitate, arătându-i astfel iraționalitatea. În cadrul piețelor de capital, comportamentul investitorilor se desprinde din modul în care aceștia își gestionează portofoliul investițional, din ambițiile economice și din cultura financiară pe care o posedă, din propria percepție asupra relației rentabilitate-risc. Obiectivul acestei lucrări este testarea eficienței informaționale a pieței de capital din România, obiectiv ce urmează a fi atins prin intermediul a două studii. Primul se referă la depistarea unei anomalii calendaristice, și anume, efectul zilei din săptămână pe piața românească de capital, iar cel de-al doilea studiu are în vedere detectarea comportamentului de turmă în rândul investitorilor. S-au utilizat datele zilnice privind randamentul acțiunilor pentru 10 companii listate la Bursa de Valori București, precum și randamentul indicelui Bucharest Exchange Trading, perioada analizată fiind ianuarie 2016 – decembrie 2018. Rezultatele indică efecte ale zilelor de luni, marți și vineri. În ceea ce privește efectul de grup pe piața de capital românească, acesta nu a fost detectat.

Cuvinte-cheie: finanțe comportamentale, efectul zilei din săptămână, comportament de turmă, eficiență informațională

Clasificare JEL: G14, G41

Introducere

Finanțele clasice pleacă de la premise de strictă raționalitate și optimizare a deciziilor financiar-monetare. Finanțele comportamentale adaugă în ecuație și aspectele psihologice și emoționale ale deciziei, formând astfel, un mix de psihologie, sociologie și

* Autor de contact, **Rodica Voloh** - rodica_voloh@yahoo.com

finanțe. O dată cu progresele în domeniul piețelor financiare, fundamentele Teoriei Piețelor Eficiente (EMH) nu mai sunt la fel de bine întemeiate. Încă din 1986, Black afirmă că există mulți investitori care reacționează la informații irelevante, evaluând activele financiare în baza zgomotului și nu a informației. Thaler (2015) declară că prețurile rezultate din EMH nu sunt neapărat cele mai corecte, pentru că s-au dovedit adesea destul de volatile, în special, în perioadele de criză financiară. Argumentele principale împotriva EMH sunt anomaliile calendaristice și prejudecățile comportamentale ale investitorilor.

Acestea din urmă, ne preocupă din punct de vedere al impactului pe care îl au asupra prețurilor și rentabilităților. În cazul efectelor calendaristice investitorii ar putea beneficia de slăbiciunile pieței și ar putea construi, astfel, strategii profitabile. Cert este faptul că o dată descoperită și folosită această regulă, ea se va anula progresiv, pentru că piața are tendința de a se autoregla. Testarea și detectarea comportamentului de turmă ar putea fi un instrument eficient în depistarea bulelor speculative.

Motivația cercetării vine, în primul rând, din faptul că studiile empirice privind atât efectul zilei din săptămână, cât și efectul de grup pe piețele în curs de dezvoltare în Europa de Est, în special, pe piața românească de capital, sunt foarte puține, majoritatea dintre acestea axându-se pe economiile dezvoltate. Având în vedere acest aspect, studiul anomaliilor devine mai atractivă. În literatura de specialitate se remarcă faptul că țările emergente au un cadru de reglementare incomplet și astfel un nivel mai ridicat de zvonuri și manipulări.

1. Recenzia literaturii de specialitate

1.1. Efectul zilei din săptămână

Anomaliile calendaristice din perspectiva pieței de capital se materializează ca model temporal al rentabilității acțiunilor, care apare într-un moment al zilei, într-o anumită zi a săptămânii sau într-o perioadă a anului (Carvalho, Malaquias, 2012). Cross (1973) și French (1980) au fost printre primii cercetători care au constatat că randamentele acțiunilor în zilele de luni sunt semnificativ mai mici decât randamentele din zilele de vineri. Damodaran (2010) a definit efectul zilei de luni ca fiind de fapt un efect de sfârșit de săptămână pentru că cea mai mare parte a randamentelor negative se manifestă de la închiderea burselor vinerea până la deschiderea de luni. Literatura de specialitate privind aceste anomalii, în special efectul de zi al săptămânii, variază în funcție de regiunea și perioada analizată.

Kiyamaz și Berument (2003) în lucrarea *The Day of the Week Effect on the Stock Market Volatility* au analizat piața de capital din SUA, utilizând prețurile zilnice de închidere ale indicelui S&P 500. Totalul de 6409 de observații cuprinde perioada ianuarie 1973 – octombrie 1997. Autorii au utilizat două modele în vederea identificării unei anomalii și anume modelul OLS și modelul GARCH. Ambele modele au demonstrat existența unui efect în zilele de marți și miercuri, rezultatele fiind semnificative statistic pentru un prag de semnificație de 1%. Aceste rezultate sunt contradictorii cu cele obținute de Prokorp (2010) care a studiat piața din SUA și a concluzionat că nu există nici un efect al zilei din săptămână pe această piață. Perioada analizată de Prokorp a vizat anul 2000.

Există numeroase studii care se referă la piața asiatică. De exemplu, un studiu realizat pentru 21 de țări de Basher și Sadorsky (2006) intitulat *Day of the week effects in emerging stock markets* a demonstrat existența efectului de zi a săptămânii doar pentru

piețele de capital din Taiwan, Filipine și Pakistan. Contrar acestor rezultate, Lin și Yen (2011), în lucrarea *The day of the week effect among industries - evidence from Taiwan*, nu au găsit nici un efect de zi al săptămânii pe piața de capital din Taiwan. Yunita și Martin (2012) au studiat piețele de capital din Indonezia, Malaezia și Singapore în baza modelului EGARCH. Autorii au demonstrat existența acestui efect în ziua de vineri pentru un prag de semnificație de 1% pe piața de capital din Indonezia și pe cea din Malaezia. Tot pentru un nivel de încredere de 99% au demonstrat efectul zilei de luni pe piața de capital din Singapore.

Aziz și Ansari (2015) au analizat piața de capital din India în lucrarea *The day of the week: Evidence from India*, utilizând datele zilnice ale indicelui BSE Sensex (Bombay Stock Exchange). Eșantionul de date cuprinde perioada aprilie 1990 – februarie 2013, având un număr total de 5.478 de observații. Modelul aplicat a demonstrat efectul zilei de luni (mai evident în perioada 2005-2013) și efectul zilei de vineri pe piața de capital din India (pentru perioada 1990 – 1995), rezultatele fiind semnificative statistic pentru un prag de 1%, în condițiile unei distribuții Student's *t* a erorilor.

Această anomalie calendaristică a făcut obiectul numeroaselor studii și în România. Dumitriu și Ștefănescu (2010) au publicat un articol *Changes in the DOW effects in the Romanian foreign exchange market* care vizează analiza pieței valutare. Autorii au folosit cursurile zilnice pentru RON/EUR și RON/USD afișate de BNR. Perioada analizată este ianuarie 2005 – februarie 2010. Pentru a capta mai ușor efectul de zi al săptămânii, autorii l-au testat pe 4 intervale diferite: ianuarie 2005 – iunie 2007, iulie 2007 – septembrie 2008, octombrie 2008 – aprilie 2009 și mai 2009 – februarie 2010. Determinarea coeficienților s-a făcut prin utilizarea metodei OLS (metoda celor mai mici pătrate). Rezultatele empirice demonstrează existența efectului de zi a săptămânii pentru diferite zile și diferite perioade. Primul subinterval evidențiază efectul zilei de luni numai pentru RON/EUR ca urmare a faptului că România a devenit mai atractivă pentru investitorii străini. În perioada de criză aferentă subintervalului 3 se remarcă efectul zilei de marți atât pentru RON/EUR, cât și pentru RON/USD. Ultimul interval oferă un efect al zilei de joi doar pentru RON/EUR. Autorii concluzionează că toate efectele descoperite au apărut ca rezultat al aderării României la UE și în urma crizei financiare cu impact global.

Țilică și Oprea (2014) în lucrarea *Seasonality in the Romanian stock market: the day of the week effect* au folosit date zilnice ale indicelui BET-C pentru perioada ianuarie 2005 – decembrie 2011. Aceștia au utilizat modelul GARCH pentru testarea anomaliei calendaristice. Concluzia studiului este că pe piața de capital românească, în perioada analizată a fost prezent efectul zilei de vineri. Autorii au ajuns la concluzia că efectul calendaristic a fost cauzat de riscul de piață la nivel global și nu de riscul de pe piața românească.

Țițan (2017) a testat efectul zilei din săptămână pe piața de capital din România folosind prețurile zilnice de închidere ale indicelui BET pentru perioada ianuarie 2012 – decembrie 2016. Pentru a detecta anomalia calendaristică, autoarea a utilizat 6 eșantioane diferite: unul pentru întreaga perioadă analizată ianuarie 2012 – decembrie 2016, și câte unul pentru fiecare an în parte, respectiv ianuarie 2012 – decembrie 2012, ianuarie 2013 – decembrie 2013, etc., având în total 1255 de observații. Rezultatele empirice demonstrează prezența pe piață a efectului zilei de joi, pentru un nivel de încredere de 95%.

Karanovic (2018) prin lucrarea *The day of the week effect: Evidence from Selected Balkan Markets* a studiat această anomalie folosind 6 indici reprezentativi pentru piețele de capital aferente. S-au utilizat prețurile zilnice de închidere care acoperă perioada ianuarie

2012 – decembrie 2016. Studiul a demonstrat existența efectului zilei de luni doar pentru piața de capital din Croația, pentru un prag de semnificație de 5%. În România nu s-a înregistrat niciun efect al zilei din săptămână. Aceste rezultate contravin studiilor (Țilică, Oprea, 2014) și (Țițan, 2017), deși perioada de analiza a fost apropiată.

1.2. Comportamentul de turmă

Numeroase studii în domeniul finanțelor comportamentale s-au concentrat pe comportamentul de turmă pe piețele financiare. Acest subiect a devenit mai atractiv, în special, după producerea crizelor financiare ca urmare a faptului că acesta destabilizează piețele financiare și accentuează vulnerabilitatea sistemului financiar. Prezența acestui efect pe piață poate duce, în cele mai multe cazuri, la o evaluare greșită a acțiunilor, deoarece raționalitatea deciziilor este perturbată de prezența unor așteptări subiective privind relația rentabilitate-risc. Banerjee (1992) propune primul model de decizie secvențială în care un investitor ia decizii bazându-se pe acțiunile anterioare ale altor investitori. Argumentul acestui model este faptul că acești investitori dețin o informație utilă care este relevantă pentru investitorul care se află în pragul luării unei decizii investiționale.

În 1995 Christie și Huang au publicat lucrarea *Do individual return herd around the market* în care au prezentat un model de detectare a comportamentului gregar pe piețele de capital. Modelul se bazează pe CSSD (*cross sectional standard deviation*) a randamentelor acțiunilor, indicând dacă acestea sunt grupate, mai mult decât de obicei, în jurul rentabilității pieței. Christie și Huang au aplicat modelul pe piața de capital din SUA în 1995 și rezultatele au confirmat că nu există efectul de grup în rândul investitorilor americani. Modelul elaborat de CH a reprezentat un studiu de pionerat care a utilizat analize econometrice cu abordare la nivel de piață în vederea detectării comportamentului de turmă.

Chang, Cheng și Korana (2000) au publicat lucrarea *An Examination of Herd Behavior in Equity Markets: An International Perspective*, prezentând modelul CSAD (*cross sectional absolute deviation*). CCK au analizat piețele bursiere din SUA, Japonia, Coreea de Sud, Taiwan și Hong Kong între anii 1963-1997. Rezultatele lor nu au indicat nici o dovadă a comportamentului gregar pe piețele din SUA și Hong Kong și dovezi parțiale privind acest efect pe piața din Japonia. În schimb pe piețele din Coreea de Sud și Taiwan s-a demonstrat existența unui comportament de grup.

Kapusuzoglu (2011) a studiat efectul de grup pe piața de capital din Turcia. Lucrarea *Herding in the Istanbul Stock Exchange* se bazează pe modelul CSAD dezvoltat de CCK (2000). Baza de date cuprinde prețurile zilnice ale indicelui ISE National-100 și ale celor 70 de companii care intră în componența acestui indice. Rezultatele prezentate indică existența efectului de turmă atât în perioadele în care piața este într-un trend ascendent (bull), cât și în cazul unei piețe cu trend descrescător (bear), cu un rezultat de -0,700, respectiv -0,963, ambele rezultate fiind semnificative din punct de vedere statistic pentru un prag de semnificație de 1%.

Al-Shboul (2012) în lucrarea *Asymmetric Effects and the Herd Behavior in the Australian Equity Market* testează comportamentul de turmă pentru perioada ianuarie 2003 – octombrie 2010. Baza de date constă din prețurile indicelui AOI și S&P300 și prețurile a 251 companii. S-au utilizat atât seriile de date zilnice, cât și seriile de date lunare. Studiul s-a bazat pe modelul CSSD dezvoltat de CH (1995) și modelul CSAD dezvoltat de CCK (2000). În urmă estimării regresiei prin cele două metode, s-a demonstrat că efectul de grup

există pe piața de capital din Australia, rezultatele fiind semnificative statistic pentru un prag de semnificație de 1%.

În 2012, Lindhe aplică metoda propusă de CCK (2000) pentru țările nordice Norvegia, Suedia, Finlanda și Danemarca. Perioada analizată cuprinde intervalul ianuarie 2001 – decembrie 2011. S-au utilizat serii de date zilnice. Rezultate obținute au demonstrat existența comportamentului de turmă numai în Finlanda. De asemenea, Lindhe a testat efectul de grup pe 11 subintervale, separat pentru fiecare an. Rezultatele obținute au confirmat existența efectului de grup pe piața de capital din Finlanda în 2001 și 2004. Aceste rezultate contravin cu rezultatele obținute de Ohlson (2010) care, în lucrarea *Herd Behavior on the Swedish Stock Exchange* a testat comportamentul de turmă pe piața de capital din Suedia prin două modele, CSSD – dezvoltat de CH (1995) și modelul CSAD – dezvoltat de CCK (2000). Autorul a utilizat prețurile zilnice pentru toate titlurile componente ale indicelui OXMS din ianuarie 1998 – noiembrie 2009. Conform modelului CSSD, piața de capital suedeză nu înregistrează un comportament gregar. În urmă estimării regresiei folosind modelul CSAD s-a constatat că efectul de grup există pe piața de capital din Suedia, coeficientul γ_2 având o valoare de -1,688 și fiind semnificativă statistic pentru un prag de 1%. Analiza pe subintervale a demonstrat că investitorii au manifestat acest comportament în anul 2005 și 2007.

Kumar, Bharti și Bansal (2016) prin lucrarea *An Examination of Herding Behavior in an Emerging Economy: a Study of Indian Stock Market* au testat comportamentul de turmă pe piața de capital din India. Seriile de date folosite cuprind intervalul ianuarie 2008 – decembrie 2015 și au în vedere prețurile zilnice ale indicelui CNX Nifty și 36 titluri care se regăsesc în componența acestui indice. Modelul folosit este CSAD. În urmă estimării regresiei autorii au constatat că pe piața de capital din India nu este prezent comportamentul de turmă, iar investitorii, în general, iau decizii raționale. Aceste rezultate sunt validate de studiul realizat de Prosad *et al* (2012) care au testat piața de capital din India între aprilie 2006 – martie 2011. Studiul s-a bazat pe același model și a constatat din prețurile zilnice pentru 50 de companii. Rezultatele au demonstrat că nu există efect de grup pe piața de capital indiană.

În ceea ce privește piața de capital din românească, Pochea (2015) a analizat comportamentul de turmă în zece țări din Europa Centrală și Europa de Est în perioada ianuarie 2003 – decembrie 2013, printre care și România. Metodologia utilizată pentru testarea acestui efect s-a bazat pe modelul CSAD dezvoltat de CCK (2000). Baza de date conține prețurile zilnice pentru 384 de companii și indicii reprezentativi pentru fiecare piață de capital din cele 10 țări. Pentru identificarea mimetismului în România s-a utilizat indicele BET. Rezultatele empirice am demonstrat că pe piața de capital din România nu a existat un efect de grup în perioada analizată. Același rezultat a fost obținut și în cazul testării comportamentului de turmă pentru o piață cu un trend ascendent, respectiv descendent. De asemenea, autoarea a încercat să identifice comportamentul de grup în timpul crizei. Rezultatele pozitive indică că nici în anii de criză investitorii nu au manifestat un comportament de turmă, ci au acționat rațional. Acest studiu confirmă rezultatele obținute de Pop (2012) care a testat același efect, dar a utilizat modelul dezvoltat de Hwang și Salmon (2004) care se bazează pe analiza factorului de senzitivitate, analizând datele săptămânale ale indicelui BET-C și a tuturor titlurilor componente. Perioada analizată este ianuarie 2003 – martie 2012. Autoarea certifică faptul că pe piața de capital din România nu s-a înregistrat un comportament de grup, inclusiv în perioadele de criză.

2. Metodologia cercetării

2.1. Efectul zilei din săptămână

Pentru realizarea acestui studiu am utilizat prețurile zilnice de închidere ale indicelui BET pentru o perioadă de 3 ani, cuprinsă între 1 ianuarie 2016 – 31 decembrie 2018.

Testarea efectului de zi al săptămânii a fost realizat pe 4 eșantioane diferite pentru o analiză mai amănunțită, având în vedere faptul că această anomalie se corectează în timp, piața atingându-și echilibrul. Primul eșantion este pentru întreaga perioadă, iar celelalte pentru fiecare an în parte, după cum urmează:

- Eșantionul 1: intervalul 1 ianuarie 2016 – 31 decembrie 2018, 750 de observații;
- Eșantionul 2: intervalul 1 ianuarie 2016 – 31 decembrie 2016, 253 observații;
- Eșantionul 3: intervalul 1 ianuarie 2017 – 31 decembrie 2017, 248 observații;
- Eșantionul 4: intervalul 1 ianuarie 2018 – 31 decembrie 2018, 249 observații.

Testarea anomaliei calendaristice presupune estimarea unei regresii de forma (Aziz și Ansari, 2015):

$$R_t = \delta_1 D_{1t} + \delta_2 D_{2t} + \delta_3 D_{3t} + \delta_4 D_{4t} + \delta_5 D_{5t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Unde:

R_t – randamentul în ziua t ;

$\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4, \delta_5$ – variabilele dependente care urmează să fie determinate prin estimarea regresiei și care reprezintă randamentul mediu al zilei din săptămână corespunzătoare, respectiv δ_1 – luni, δ_2 – marți, δ_3 – miercuri, δ_4 – joi, δ_5 – vineri;

$D_{1t}, D_{2t}, D_{3t}, D_{4t}, D_{5t}$ – variabilele dummy pentru fiecare zi din săptămână. Luni = 1, marți = 2, miercuri = 3, joi = 4, vineri = 5;

De exemplu, dacă t este o zi de luni, $D_1 = 1$, iar $D_2 = D_3 = D_4 = D_5 = 0$

ε_t - termenul de eroare al regresiei.

Ca ipoteză nulă a acestei regresii, coeficienții variabilelor dummy sunt egali cu zero. În situația în care ipoteza nulă este respinsă, se acceptă ipoteza alternativă care presupune că cel puțin o zi din săptămână prezintă anomalii ale randamentelor, față de celelalte zile ale săptămânii. În cadrul acestui studiu am aplicat modelele GARCH și EGARCH, atât pentru distribuția normală a erorilor, cât și pentru cea de tip Student's t . Pentru a evita multicolaritatea am eliminat termenul liber.

2.2. Comportamentul de turmă

Pentru a testa comportamentul de turmă pe piața de capital românească am utilizat modelul dezvoltat de Chang, Cheng și Khorana (2000), *cross sectional absolute deviation*:

$$CSAD = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |R_{i,t} - R_{m,t}| \quad (2)$$

Unde:

n – numărul de titluri în portofoliu;

$R_{i,t}$ – rentabilitatea titlului i la momentul t ;

$R_{m,t}$ – rentabilitatea pieței la momentul t .

Detectarea comportamentului de grup pornește de la estimarea următoarei regresii:

$$CSAD_{i,t} = \alpha + \gamma_1 |R_{m,t}| + \gamma_2 (R_{m,t} - \bar{R}_m)^2 + \varepsilon_t \quad (3)$$

Unde:

α – termenul liber;

γ_1, γ_2 – coeficienții care urmează să fie determinați prin estimarea regresiei;

ε_t – termenul de eroare al regresiei.

Pentru că mimetismul pe piață apare cel mai adesea în condițiile unor fluctuații mari ale prețurilor, relația dintre abaterile rentabilităților titlurilor individuale de la rentabilitatea pieței este una neliniară (CCK, 2000). Potrivit lui Yao *et al.* (2014), variabila \bar{R}_m , care reprezintă media aritmetică a variabilei $R_{m,t}$, are rolul de a reduce multicoliniaritatea. Dacă γ_2 ia valori negative și este semnificativ din punct de vedere statistic, înseamnă că avem un comportament de grup pe piața de capital. În situația în care acesta este pozitiv, acest comportament nu există pe piață.

O metodă alternativă de a testa comportamentul de turmă pe piață este metoda dummy. Aceasta permite identificarea mimetismului atunci când piața este în creștere sau în scădere. Se estimează următoarea regresie:

$$CSAD_{i,t} = \alpha + \gamma_1 D_{up}^{down} |R_{m,t}| + \gamma_2 (1 - D_{up}^{down}) |R_{m,t}| + \gamma_3 D_{up}^{down} (R_{m,t} - \bar{R}_m)^2 + \gamma_4 (1 - D_{up}^{down}) (R_{m,t} - \bar{R}_m)^2 + \varepsilon_t \quad (4)$$

Unde:

D_{up}^{down} sunt variabilele dummy care iau valoarea 1 atunci când piața este în creștere, respectiv valoarea 0 când piața este în scădere.

Baza de date constă din prețurile zilnice ale acțiunilor pentru 10 companii listate la Bursa de Valori București, precum și prețurile zilnice ale indicelui BET și au fost extrase din baza de date Thomson Reuters Datastream. Perioada analizată este 1 ianuarie 2016 – 31 decembrie 2018.

3. Rezultate și discuții

3.1. Efectul zilei din săptămână

În tabelul 1 sunt indicate statisticile descriptive ale indicelui BET. Se poate observa că în zilele de miercuri și joi se înregistrează medii ale rentabilităților negative. Cea mai mare medie a acestora este obținută marți 0,11%. Abaterea medie pătratică ia valori între 0,70% și 1,14%. Cel mai ridicat maximum al rentabilităților zilnice se poate observa în ziua de luni cu o valoare de 7,06%.

Tabel nr. 1. Statisticile descriptive aferente rentabilităților zilnice ale indicelui BET

BET						
	Luni	Marți	Miercuri	Joi	Vineri	Total/Max vs Min
Obs.	144	150	152	153	151	750
Mean	0,03%	0,11%	-0,05%	-0,04%	0,02%	0,01%
Std. Dev.	1,03%	0,70%	1,14%	0,86%	0,84%	0,92%
Maximum	7,06%	2,74%	2,70%	3,34%	2,10%	7,06%
Minimum	-5,07%	-2,13%	-11,21%	-3,83%	-5,06%	-11,21%

Sursă: Thompson Reuters DataStream și prelucrare proprie în EViews

Pe lângă indicatorii descriptivi menționați mai sus, EViews stabilește *skewness*, care arată gradul de asimetrie al distribuției în jurul mediei și *kurtosis* – care măsoară grosimea cozilor distribuției. Skewness-ul negativ (-2,32) denotă că seria de date este asimetrică negativ, cu alungire spre stânga. Kurtosis ia valori mai mari decât 3, ceea ce înseamnă că avem distribuție leptokurtică, cu vârf mai înalt decât în cazul unei distribuții normale. De regulă, seriile de date din domeniul financiar sunt leptokurtice.

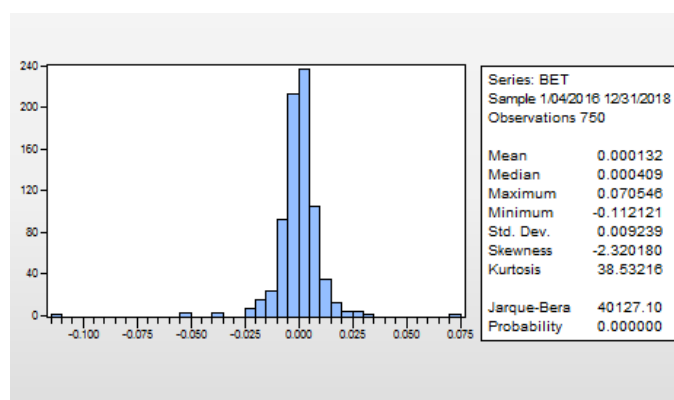


Figura nr. 1. Statisticile descriptive aferente rentabilităților zilnice ale indicelui BET
(Prelucrare proprie în EViews)

Tabelul nr. 2 prezintă rezultatele obținute prin aplicarea modelului GARCH pentru cele 4 eșantioane stabilite, pentru o distribuția normală a erorilor. Interpretările au fost făcute în funcție de p-value. Astfel:

- În ceea ce privește primul eșantion, care cuprinde întreaga perioadă analizată, ianuarie 2016 – decembrie 2018, putem observa un efect al zilei de marți, cu un rezultat semnificativ statistic pentru un prag de semnificație de 1% cu randamente mai mari decât în celelalte zile ale săptămânii.
- Pentru eșantionul 2, care vizează anul 2016 nu se înregistrează nici un efect al zilei din săptămână.
- În cadrul eșantionului 3 care cuprinde perioada ianuarie 2017 – decembrie 2017, se identifică un efect al zilei de marți, dar de data aceasta pentru un prag de semnificație de 10%, cu randamente mai mari decât în celelalte zile ale săptămânii.
- Eșantionul 4 aferent perioadei ianuarie 2018 – decembrie 2018 accentuează efectul zilei de marți pentru un nivel de încredere de 99%, înregistrând randamente mai mari față de restul zilelor. Tot în cadrul acestui eșantion se poate observa un efect al zilei de luni, dar cu un rezultat semnificativ statistic pentru un prag de semnificație de 5%.

Tabel 2. Testarea efectului de zi al săptămânii, model GARCH – distribuție normală

	Luni	Marți	Miercuri	Joi	Vineri
Eșantion 1					
p-value	0.1219	0.0003***	0.3455	0.8354	0.4150
t-stat	1.5467	3.6191	0.9432	-0.2077	0.8151
Eșantion 2					
p-value	0.2326	0.8785	0.5425	0.1996	0.6248
t-stat	-1.1937	0.1528	0.6090	1.2826	-0.4890
Eșantion 3					
p-value	0.1247	0.0903*	0.5023	0.5099	0.1209
t-stat	1.5351	1.6939	0.6708	-0.6589	1.5511
Eșantion 4					
p-value	0.0314**	0.0001***	0.6724	0.3704	0.2648
t-stat	2.1516	4.0467	-0.4228	0.8957	1.1150

*** semnificativ pentru 1%; ** semnificativ pentru 5%; *semnificativ pentru 10%

Sursă: *Thompson Reuters DataStream și prelucrare proprie în EViews*

Tabelul nr. 3 prezintă rezultatele obținute prin aplicarea modelului GARCH pentru cele 4 eșantioane stabilite, pentru distribuția erorilor de tip Student's t. Interpretările au fost făcute în funcție de p-value. Astfel:

- În ceea ce privește primul eșantion, care cuprinde întreaga perioadă analizată ianuarie 2016 – decembrie 2018, a fost identificat un efect al zilei de luni și un efect al zilei de vineri, ambele rezultate fiind semnificative statistic pentru un prag de semnificație de 10%, randamentele cele mai mari înregistrându-se în zilele de vineri.

- Pentru eșantionul 2, care vizează anul 2016, nu se înregistrează nici un efect al zilei din săptămână. Se pare că în anul 2016 piața de capital din România a fost eficientă din punct de vedere informațional.
- În cadrul eșantionului 3 care se referă la anul 2017, se evidențiază un efect al zilei de vineri, cu un rezultat semnificativ statistic pentru un prag de semnificație de 1%. Randamentele înregistrate în această zi sunt mai mari în comparație cu randamentele înregistrate în celelalte zile ale săptămânii.
- Eșantionul 4 aferent perioadei ianuarie 2018 – decembrie 2018 înregistrează un efect al zilei de luni, dar și de această dată cu un rezultat semnificativ statistic pentru pragul de 10%. Randamentele obținute în zilele de luni sunt semnificativ mai mari decât randamentele obținute în celelalte zile.

Tabel nr. 3. Testarea efectului de zi al săptămânii, model GARCH – distribuție Student's t

	Luni	Marți	Miercuri	Joi	Vineri
Eșantion 1					
p-value	0.0900*	0.1059	0.8644	0.6974	0.0545*
t-stat	1.6955	1.6168	0.1708	0.3888	1.9226
Eșantion 2					
p-value	0.8435	0.4710	0.3979	0.2778	0.8503
t-stat	-0.1974	0.7208	0.8454	1.0852	-0.1887
Eșantion 3					
p-value	0.4349	0.4819	0.6304	0.4562	0.0084***
t-stat	0.7858	0.7032	-0.4812	-0.7451	2.6364
Eșantion 4					
p-value	0.0582*	0.2399	0.8974	0.5454	0.4791
t-stat	1.8941	1.1752	-0.1289	0.6046	0.7076

*** semnificativ pentru 1%; ** semnificativ pentru 5%; *semnificativ pentru 10%

Sursă: *Thompson Reuters DataStream și prelucrare proprie în EViews*

Tabelul nr. 4 prezintă rezultate obținute prin aplicarea modelului EGARCH. Ca și în modelul anterior am analizat 4 eșantioane diferite și am utilizat o distribuție normală a erorilor. Interpretările au fost făcute în funcție de p-value. Astfel:

- Primul eșantion aferent întregii perioade analizate, și anume ianuarie 2016 – decembrie 2018, evidențiază efectul zilei de marți, acesta este semnificativ statistic pentru un prag de semnificație de 10%, cu randamente mai mari decât în celelalte zile ale săptămânii.
- Spre deosebire de modelul GARCH, în cadrul eșantionului 2 a fost detectat un efect al zilei de luni, cu un rezultat semnificativ statistic pentru un prag de semnificație de 10%. În acest caz, randamentele sunt semnificativ mai mici decât randamentele obținute restul zilelor.
- Rezultatele obținute în eșantionul 3 nu indică nici o anomalie calendaristică.
- Efectul de zilei de marți este evidențiat și în cazul eșantionului 4, aferent anului 2018, cu un rezultat semnificativ statistic pentru un prag de semnificație de 1%. Și de data aceasta, randamentele obținute în zilele de marți sunt semnificativ mai mari decât randamentele obținute în celelalte zile ale săptămânii. Conform modelului EGARCH, ziua de luni nu mai prezintă nici o anomalie calendaristică, dar pentru prima dată înregistrează

un efect al zilei de miercuri, cu un rezultat semnificativ statistic pentru un nivel de încredere de 90%.

Tabel nr. 4. Testarea efectului de zi al săptămânii, model EGARCH – distribuție normală

	Luni	Marti	Miercuri	Joi	Vineri
Eșantion 1					
p-value	0.4592	0.0694*	0.4635	0.3405	0.4742
t-stat	0.7401	1.8155	0.7331	-0.9530	0.7157
Eșantion 2					
p-value	0.0603*	0.9565	0.7443	0.3414	0.5983
t-stat	-1.8785	-0.0545	0.3262	0.9513	-0.5268
Eșantion 3					
p-value	0.9187	0.8228	0.3231	0.2554	0.3462
t-stat	0.1020	0.2238	0.9881	-1.1373	0.9420
Eșantion 4					
p-value	0.3898	0.0025***	0.0956*	0.3561	0.3081
t-stat	-0.8600	3.0271	1.6667	-0.9227	1.0193

*** semnificativ pentru 1%; ** semnificativ pentru 5%; *semnificativ pentru 10%

Sursă: Thompson Reuters DataStream și prelucrare proprie în EViews

Tabelul nr. 5 prezintă rezultate obținute prin aplicarea modelului EGARCH, pentru o distribuție a erorilor de tip Student's t. Interpretările au fost făcute în funcție de p-value. Astfel:

- Primul eșantion care vizează perioada ianuarie 2016 – decembrie 2018 evidențiază efectul zilei de vineri, acesta este semnificativ statistic pentru un prag de semnificație de 10%.
- Rezultatele obținute în eșantionul 2 nu indică nici o anomalie calendaristică, spre deosebire rezultatul din tabelul de mai sus, care indică un efect al zilei de luni în cadrul eșantionului 2 în condițiile unei distribuții normale a erorilor.
- Rezultatele obținute în eșantionul 3 care se referă la perioada ianuarie 2017 – decembrie 2017 confirmă rezultatele obținute la modelul de mai sus. Efectul calendaristic persistă în ziua de vineri, rezultatul fiind semnificativ statistic pentru un prag de semnificație de 1%. Randamentele obținute vinerea sunt semnificativ mai mari decât în celelalte zile ale săptămânii.
- Eșantionul 4, în situația unei distribuții a erorilor de tip Student's t nu prezintă nici un efect al zilei din săptămână, spre deosebire de modelul testat utilizând o distribuție normală a erorilor, care a detectat efectul de zi al săptămânii în zilele de marți și miercuri.

Tabel nr. 5. Testarea efectului de zi al săptămânii, model EGARCH – distribuție Student's t

	Luni	Marti	Miercuri	Joi	Vineri
Eșantion 1					
p-value	0.1715	0.1609	0.7710	0.9146	0.0615*
t-stat	1.3675	1.4020	0.2910	0.1072	0.1870

Eșantion 2					
p-value	0.3360	0.1571	0.3934	0.6407	0.5564
t-stat	-0.9621	1.4149	0.8534	0.4667	-0.5882
Eșantion 3					
p-value	0.4355	0.4887	0.7054	0.3561	0.0094***
t-stat	0.7798	0.6924	-0.3780	-0.9228	2.5980
Eșantion 4					
p-value	0.1498	0.5430	0.9650	0.9665	0.5859
t-stat	1.4401	0.6082	0.0439	-0.0420	0.5447

*** semnificativ pentru 1%; ** semnificativ pentru 5%; *semnificativ pentru 10%

Sursă: Thompson Reuters DataStream și prelucrare proprie în EViews

3.2. Comportamentul de turmă

Tabelul nr. 6 prezintă statisticile descriptive ale rentabilităților titlurilor pentru perioada analizată care cuprinde intervalul ianuarie 2016 – decembrie 2018. Se poate observa că cea mai mare medie a rentabilităților este înregistrată de SNN, cu o valoare de 0,000421. Două titluri, EL și TEL prezintă medii negative. Skewness-ul pentru toate cele 10 titluri este negativ, fapt ce denotă că distribuția variabilelor este negativă. Kurtosis ia valori mai mari decât 3 în toate cazurile, distribuția fiind una leptokurtică, cu un vârf mai înalt decât în situația unei distribuții normale.

Tabel nr. 6. Statisticile descriptive ale rentabilităților celor 10 titluri analizate

Titlu	Obs.	Mean	St. Dev.	Maximum	Minimum	Skewness	Kurtosis
SNP	750	0,000157	0,015676	0,105357	-0,129683	-0,56	13,33
BRD	750	0,000074	0,014922	0,101338	-0,166168	-1,88	28,27
TLV	750	0,000392	0,016068	0,111111	-0,199149	-2,85	42,74
FP	750	0,000186	0,010430	0,047619	-0,062500	-0,88	11,57
SNN	750	0,000421	0,014794	0,110476	-0,173913	-1,90	35,07
EL	750	-0,000202	0,012713	0,061702	-0,100901	-0,78	11,38
TGN	750	0,000297	0,014821	0,061770	-0,130045	-1,93	21,18
SNG	750	0,000162	0,014498	0,049327	-0,141304	-2,99	26,79
TEL	750	-0,000301	0,013615	0,077859	-0,092496	-0,58	12,18
COTE	750	0,000218	0,018507	0,147959	-0,249180	-2,60	56,20

Sursă: Thompson Reuters DataStream și prelucrare proprie în EViews

În tabelul nr. 7 sunt centralizate statisticile descriptive ale abaterilor standard transecționale ale rentabilităților titlurilor de la rentabilitatea pieței și statisticile descriptive ale indicelui BET care reprezintă rentabilitatea pieței. Se poate observa că skewness pentru CSAD este mai mare decât 0, adică avem o distribuție asimetrică pozitivă, cu alungire spre dreapta. În ceea ce privește rentabilitatea pieței, avem un skewness negativ care indică o

distribuție asimetrică alungită spre stânga. Kurtosis este mai mare decât 3 în ambele cazuri, adică distribuțiile sunt leptokurtice, cu un vârf mai alungit decât în situația unei distribuții normale.

Tabel nr. 7. Statisticile descriptive ale CSAD și ale BET

Var.	Obs	Mean	St. Dev.	Maximum	Minimum	Skweness	Kurtosis
CSAD _t	750	0,005764	0,007218	0,112121	0,000003	6,54	77,90
R _{m,t}	750	0,000132	0,009239	0,070546	-0,112121	-2,32	38,50

Sursă: Thompson Reuters DataStream și prelucrare proprie în EViews

Tabelul nr. 8 reflectă rezultatele obținute în urma estimării regresiei în vederea detectării comportamentului gregar prin modelul OLS (metoda celor mai mici pătrate). Existența acestui comportament pe piața este dată de valoarea coeficientului γ_2 (acesta trebuie să fie negativ și semnificativ din punct de vedere statistic). După cum se poate observa în tabel, acest coeficient are o valoare pozitivă și nu este semnificativ statistic, ceea ce indică faptul că, pentru perioada analizată ianuarie 2016 – decembrie 2018, pe piața de capital românească nu a fost prezent efectul de grup.

Tabel nr. 8. Rezultatele testării comportamentului de turmă, model OLS

$CSAD_{i,t} = \alpha + \gamma_1 R_{m,t} + \gamma_2 (R_{m,t} - \bar{R}_m)^2 + \varepsilon_t$	
α	0,0015*** (5,6836)
γ_1	0,1049*** (0,1401)
γ_2	0,0358 (13,1044)

*** semnificativ pentru 1%; ** semnificativ pentru 5%; *semnificativ pentru 10%

Sursă: Thompson Reuters DataStream și prelucrare proprie în EViews

Barnes și Hughes (2002) consideră că regresia quantilică este mai potrivită pentru analiza dispersiei rentabilităților în cozile extreme ale distribuției acestora, decât metoda OLS care se bazează pe medie și astfel pierzându-se informații din cozile extreme ale distribuțiilor. Autorii susțin că în cazul modelului OLS estimatorii pot înregistra abateri de la informațiile apărute pe piață fiind reflectate din punct de vedere statistic ca valori extreme. Ținând cont de acestea, am aplicat modelul QREG (Quantile Regression), având în vedere 4 quantile: 10%, 25%, 50%, 75% și 90%.

Tabelul nr. 9. prezintă rezultatele obținute ca urmare a aplicării modelului QREG. Putem desprinde din tabel că coeficientul γ_2 ia valori negative atât pentru quantila de 75%, cât și pentru cea de 90%. Aceste rezultate, însă, nu sunt semnificative statistic, motiv pentru care nu putem afirma că pe piața de capital românească există mimetism.

Tabel nr. 9. Rezultatele testării comportamentului de turmă, model QREG

$CSAD_{i,t} = \alpha + \gamma_1 R_{m,t} + \gamma_2 (R_{m,t} - \bar{R}_m)^2 + \varepsilon_t$			
	α	γ_1	γ_2
Quantila $\tau = 10\%$	0,0002*** (4,2454)	-0,0020 (-0,1731)	0,9868*** (9,4818)
Quantila $\tau = 25\%$	0,0005*** (8,4870)	0,0319** (2,2839)	0,6592*** (4,9933)
Quantila $\tau = 50\%$	0,0011*** (10,8478)	0,0853*** (3,9969)	0,1332 (0,7185)
Quantila $\tau = 75\%$	0,0020*** (11,5273)	0,1611*** (3,7241)	-0,5940 (-1,6102)
Quantila $\tau = 90\%$	0,0032*** (10,6769)	0,2029*** (4,0142)	-0,9166 (-1,2086)

*** semnificativ pentru 1%; ** semnificativ pentru 5%; *semnificativ pentru 10%

Sursă: Thompson Reuters DataStream și prelucrare proprie în EViews

Tabelul nr. 10 prezintă rezultatele testării efectului de turmă pe o piață bull/bear. Pentru estimarea acestei regresii am folosit variabile dummy care iau valoarea 1 când piața este în creștere, respectiv valoarea 0 când piața este în scădere. În acest caz există 2 valori care ne interesează, γ_3 și γ_4 . Primul se referă la trendul ascendent al pieței, iar al doilea are în vedere o piață sub semnul ursului. Rezultatele obținute în urma estimării regresiei le confirmă pe cele obținute în exemplele anterioare. Atunci când avem o piață sub semnul taurului coeficientul este pozitiv, deci nu există efect de turmă. În cazul pieței sub semnul ursului, deși coeficientul are o valoare negativă, nu este semnificativ statistic, respectiv nici în acest caz nu putem admite prezența mimetismului pe piața de capital din România.

Tabel nr. 10. Rezultatele testării comportamentului de grup pe o piață în creștere/scădere

$CSAD_{i,t} = \alpha + \gamma_1 D_{up}^{down} R_{m,t} + \gamma_2 (1 - D_{up}^{down}) R_{m,t} + \gamma_3 D_{up}^{down} (R_{m,t} - \bar{R}_m)^2 + \gamma_4 (1 - D_{up}^{down}) (R_{m,t} - \bar{R}_m)^2 + \varepsilon_t$	
α	0,0016*** (13,2038)
γ_1	0,0718*** (2,7881)
γ_2	0,1128*** (5,2213)
γ_3	1,0650* (1,7066)
γ_4	-0,1233 (-0,4446)

*** semnificativ pentru 1%; ** semnificativ pentru 5%; *semnificativ pentru 10%

Sursă: Thompson Reuters DataStream și prelucrare proprie în EViews

Concluzii

Primului studiu de caz vizează efectul zilei din săptămână pe piața de capital din România. Perioada analizată este ianuarie 2016 – decembrie 2018. Pentru explicarea acestor serii de date financiare am utilizat modelele de tip GARCH și EGARCH. Primul model încorporează proprietatea de volatility clustering, specifică rentabilităților activelor financiare. Dezavantajul acestui model este faptul că nu poate surprinde efectul de levier care reprezintă una dintre proprietățile statistice ale randamentelor acțiunilor. Deoarece modelul utilizează pătratele reziduurilor, impactul șocurilor pozitive/negative este simetric. Pentru a putea surprinde efectul de levier specific acțiunilor și indicilor compuși din acțiuni, au fost formulate modele GARCH asimetrice care permit șocurilor negative să aibă un impact mai puternic decât șocurile pozitive asupra varianței condiționate. Un astfel de model este acela de tip EGARCH. Acesta are avantajul de a nu impune restricții de nenegativitate asupra coeficienților. Rezultate determinate în urma aplicării modelelor indică prezența efectului zilei de marți și a efectului zilei de vineri, rezultate semnificative statistic pentru un nivel de încredere de 99%. De asemenea, a fost înregistrat un efect al zilei de luni, dar pentru un prag de semnificație de 5% și 10%, doar pentru modelului GARCH. Se confirmă rezultatele obținute de Țilică și Oprea (2014) și parțial cele obținute de Țițan (2017).

În cadrul celui de-al doilea studiu am testat existența efectului de grup pe piața de capital românească. Perioada analizată este ianuarie 2016 – decembrie 2018. Am aplicat modelul CSAD (*cross-sectional absolute deviation*) dezvoltat de CCK (2000). Am estimat regresia prin metodele OLS și QREG. Rezultate obținute indică faptul că nu există efectul de grup pe piața de capital. De asemenea, am testat cum reacționează investitorii atunci când piața este în creștere/scădere. Nici de dată aceasta nu a fost identificat comportamentul de turmă în rândul investitorilor. Se pare că actorii de pe piața de capital românească își bazează deciziile pe propriile cunoștințe, abilități și experiențe și evită imitarea. Acest studiu confirmă rezultatele obținute de Pop (2012) și Pochea (2015), care au testat piața de capital din România între anii 2003-2012 și nu au detectat efectul de grup.

Bibliografie

- [1] Al-Shboul M., (2012), Asymmetric effects and the herd behavior in the Australian Equity Market, *International Journal of Business and Management*, vol. 7, no. 7, pp. 121-139
- [2] Aziz T., Ansari V., (2015), The day of the week effect: evidence from India, *Afro-Asian Journal of Finance and Accounting*, vol. 5, no. 2, pp. 99-112
- [3] Banarjee A. V., (1992), A simple model of herd behavior, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 108, pp. 797-817
- [4] Barnes M. L., Hughes A., W., (2002), A Quantile Regression analysis of the cross section of stock market returns, *working paper*, FRB Boston Series, no. 02-2
- [5] Basher, S. A., Sadorsky, P., (2006), Day-of-the-week effects in emerging stock markets, *Applied Economics Letters* vol. 13, no. 10, pp. 621
- [6] Black F., (1986), Noise, *Journal of Finance*, vol. 41, no. 3, pp. 529-543

- [7] Carvalho L. F., Malaquais R. F., (2012), Anomalias de calendario no mercado brasileiro *Rev. Contem. Econom Gestão*, vol. 10, pp. 25-35
- [8] Chang E. C., Cheng J. W., Khorana A., (2000), An examination of herd behavior in equity markets: an international perspective, *Journal of Banking and Finance*, vol. 24, pp. 1651-1679
- [9] Christie W. G., Huang R. D., (1995), Do individual returns herd around the market?, *Financial Analysts Journal*, vol 51, pp. 31-37
- [10] Cross, F., (1973), The behavior of stock prices on Fridays and Mondays. *Financial Journal*, vol. 29, no. 6, pp. 67–69
- [11] Damodaran A., (2010), *Avaliac, ão de Investimentos: ferramentas e técnicas para determinac, ão do valor de qualquer ativo*. 4th ed. Qualitymark, Rio de Janeiro.
- [12] Dumitriu, R., Stănescu, R., (2010), Changes in the DOW effects in the Romanian foreign exchange market. The International Conference on Economics and Administration, Faculty of Business and Administration, University of Bucharest, Romania, Bucharest, 4-5th June 2010
- [13] Fama E., (1970), Efficient Capital Markets: A review of Theory and Empirical Work, *The Journal of Finance*, vol. 25, no. 2, pp. 383-417
- [14] French K., (1980), Stock returns and the weekend effect, *Journal of Finance and Economics*, vol. 8, pp. 55-69
- [15] Hwang S., Salmon M., (2004), Market stress and herding, *Journal of Empirical Finance*, vol. 11, pp. 585-616
- [16] Kapusuzoglu A., (2011), Herding in the Istanbul Stock Exchange: a case of behavioral finance, *African Journal of Business Management*, vol. 5, pp. 11210-11218
- [17] Karanovic G., Karanovic A., (2018), The day-of-the-week effect: evidence from selected Balkan markets, *Scientific Annals of Economics and Business*, vol. 65, no. 1
- [18] Kiyamaz, H., Berument, H., (2003), The day of the week effect on stock market volatility and volume: International Evidence, *Review of Financial Economics*, vol. 12, no. 4.
- [19] Kumar A., Bansal S., (2016), An examination of herding behavior in an emerging economy: a study of Indian Stock Market, *Global Journal of Management and Business Research*, vol 16
- [20] Lin, C. and Yen, C., (2011), The day-of-the-week effect among industries- evidence From Taiwan, *Review of Global Management and Service Science*, vol. 1, pp. 45-50
- [21] Lindhe E., (2012), Herd behavior in stock markets: a Nordic study, *workig paper*
- [22] Mitroi A., (2014), *Finanțele comportamentale. Managementul investițiilor și al averii individuale*, Editura ASE
- [23] Ohlson P., (2010), Herd behavior on the Swedish Stock Exchange, *working paper*
- [24] Pochea M., (2015), *Comportamentul de turmă al investitorilor pe piața de capital*, Editura ASE
- [25] Pop R. E., (2012), Herd behavior towards the market index: evidence from Romanian Stock Exchange, *Munich Personal RePEc Archive*, no 51595
- [26] Prokorp, J., (2010), On the persistence of a calendar anomaly: The day-of-the-weekend effect in German and US stock market returns, *International Research Journal of Finance and Economics*, vol. 54, pp. 176-190
- [27] Prosad J. M., Kapoor S., Sengupta J., (2012), An examination of herd behavior: an empirical evidence from Indian Equity Market, *Internation Journal of Trade, Economics and Finance*, vol. 3, no. 2, pp. 154-157

- [28] Stancu I., Mitroi A., (2007), Finanțele comportamentale versus analiza tehnică și fundamentală, *Economie teoretică și aplicată*, no. 1
- [29] Țilică, E. V., Oprea, D., (2014), Seasonality in the Romanian stock market: the-day-of-the-week effect, *Procedia Economics and Finance*, vol. 1, pp. 704-710
- [30] Țițan A., (2017), Efectul zilei din săptămână pe piața de capital din România, *Revista de Studii Financiare*, vol. 2, no. 2, pp. 15-25
- [31] Yao J., Ma C., Peng He W., (2014), Investor herding behavior of Chinese Stock Market, *International Review of Economics and Finance*, vol. 29, pp. 12-29
- [32] Yunita, A., Martain, S., (2012), Analysis of calendar effects: Day-of-the-week effects in Indonesia, Singapore, and Malaysia stock markets. *African Journal of Business and Management*, vol.11, pp. 3880-3887.