DOI: https://doi.org/10.37075/ISA.2021.2.05

Оценка на слабата форма на ефективност на Българска фондова борса с тест за серийна последователност

Йордан Йорданов*

Резюме: Настоящата статия има за цел да тества слабата форма на ефективност на извадка от публични дружества на Българска фондова Борса (БФБ) за период от м. октомври 2000 г. до м. юни 2020 г. на база на седмична възвръщаемост. На поставените критерии за включване в извадката отговарят 9 дружества и индексът SOFIX. Представена е описателна характеристика на седмичната възвръщаемост, автокорелация и разширения тест на Дики и Фулър (ADF) за стационарност. Разгледана е методологията на теста за серийна последователност (Runs Test). Резултатите от теста за серийна последователност отхвърлят хипотезата за слабата форма на ефективност за индекса SOFIX и някои от дружествата. Наличието на автокорелация на възвръщаемостта е допълнителен аргумент за отхвърлянето на слабата форма на ефективност.

Ключови думи: капиталов пазар, слаба форма на ефективност, тест за серийна последователност.

JEL: G14.

1. Увод

Обзорът на ефективността на капиталовите пазари (Fama, 1970) дефинира ефективните капиталови пазари като такива, на които цените на ценните книжа отразяват напълно цялата налична информация. Тази дефиниция се базира на модела за „справедливата игра“. Даден процес е „справедлива игра“, ако неговата очаквана стойност е нула. В този смисъл, най добрата прогноза за x_{t+1}, която би могла да бъде направена въз основа на информацията в период t, е просто x_t.

$$E\left(x_{t+1} / \Phi_t\right) = x_t \qquad (1)$$

където: E е математическо очакване, Φ_t – информационният набор в момент t, x_t – цена на акция в момент t. Следователно, очакваната стойност на изменението на цените е $E\left(x_{t+1} - x_t / \Phi_t\right) = 0$.

За да бъде валиден моделът „справедлива игра“, не следва да е възможно по никакъв начин наборът от информация Φ_t да бъде използван с цел заработването на свръхпечалби, т.е. печалби, по-високи, отколкото са естествените способности на дадения актив. Така, степента на пазарна ефективност се обвързва с набора от информация Φ_t. При тестовете на т.нар. слаба форма на ефективност информационният набор Φ_t се състои от историческите цени на акциите. Пазарът е ефективен в тази слаба форма, ако никой не може да използва тези исторически цени, за да генерира свръхпечалби.

Моделът, с който се проверява слабата форма на ефективност, е известен под име-

* Йордан Йорданов е доцент в катедра „Финанси“ на Икономически университет – Варна.

то „случайно блуждаене“ (Random Walk, RW) (Статистиците използват термина „Единичен корен“ (Unit Root)), т.е. последователните ценови промени имат еднакво и независимо разпределение. За разлика от модела „справедлива игра“, се допуска разлика в цените, $(\varepsilon_{t+1} = X_{t+1} - X_t)$. Working (1934) отбелязва, че моделът „случайно блуждаене“ е валиден не само за цените на фондовата борса, но и за тези на стоковата борса.

Kendall (1953) извършва първото цялостно изследване на модела „случайно блуждаене“. Той анализира поведението на седмичните промени на фондовите индекси на Лондонската Фондова Борса и цените на памука и пшеницата на Американските стокови пазри. Неговото заключение е, че динамични редове от ценовите промени приличат на случайни числа, изтеглени от симетрична популация с фиксирана дисперсия, които, добавени към текущата цена, детерминират цената за следващата седмица.

Следващо изследване е проведено от Roberts (1959), който открил, че седмичните изменения на Dow Jones напомнят динамичен ред, генериран от последователни случайни числа. Изводът е, че ценовите промени са независими от предходните цени. Osborne (1959) пък открива, че движението на цените на фондовия пазар е подобно на Брауновото движение на физическите частици.

При „случайно блуждаене“, което е пример за стохастичен процес, всяка последователна промяна на x_t се приема като независима и се дефинира като:

$$\varepsilon_t = x_t - x_{t-1} \tag{2}$$

или

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3}$$

където $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ и $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0 \quad t \neq s$, т.е., ε_t е бял шум.

Ако знаехме миналите цени x_t, прогнозата за x_{t+1} би била

$$\hat{x}_{t+1} = E(x_{t+1} | x_t \ldots x_1) \tag{4}$$

което е очакваната стойност на x_{t+1} условно от предишните стойности x_t.

Понеже $x_{t+1} = x_t + \varepsilon_{t+1}$ прогнозата за един период напред е:

$$\hat{x}_{t+1} = x_t + E(\varepsilon_{t+1}) = x_t \tag{5}$$

така че цялата информация, необходима за да се прогнозира x_t, се съдържа вече в неговите последни стойности. Подобно на това, прогнозата за n периода напред също е:

$$\hat{x}_{t+n} = x_t + E\left(\sum_{j=1}^{n} \varepsilon_{t+j}\right) = x_t \tag{6}$$

което означава, че оптималната прогноза на x_{t+n} е самото x_t.

Ако стохастичният процес е описан от „случайно блуждаене“, то последователните промени на x_t не трябва да корелират, понеже:

$$(x_{t+1} - x_t) = \varepsilon_{t+1},$$

$$(x_t - x_{t-1}) = \varepsilon_t,$$

$$Cov[(x_{t+1} - x_t), (x_t - x_{t-1})] = 0$$

Това следва да бъде вярно не само за последователните промени на x_t, но и за промените между x_t и x_{t+i}, независимо от времевия интервал i.

Моделът „случайно блуждаене“ е предпочитан модел за тестиране на случайността в промените на акциите. За целта се приема, че промените в цените на акциите са получени от идентични и независими едно от друго вероятностни разпределения, като в същото време първите и вторите моменти на тези разпределения не зависят от времето *t*. Fama (1965) и Mandelbrot (1966) показват, че безусловното разпределение на възвръщаемостта с къси хоризонти се характеризира с наднормален ексцес. Това означава, че разпределението на възвръщаемостта се характери-

зира със струпвания около математическото очакване и краищата на разпределението.

2. Данни и базисни тестове на слабата форма на ефективност

Данните за настоящото изследване са извлечени от информационния сайт Инфосток (www.infostock.bg). Селекцията на потенциалната извадка се придържа към следните 3 условия:

1. Фирмите са действащи (не са фалирали, преобразувани или делиствани) към 1/06/2020.
2. Имат регулярна търговия на седмична база.
3. Имат история от поне 10 години.

Акциите, отговарящи на посочените условия, са:

Албена АД (ALB), Алкомет АД (ALUM), Химимпорт АД (CHIM) М+С Хидравлик АД (MCH) Монбат АД (MONBAT), Неохим АД (NEOH), Синергон Холдинг (PETHL), Софарма АД (SFARM), Трейс АД (TRACE) и индексът на БФБ – София (SOFIX). ALB и SOFIX покриват с данни целия период от 30.10.00-1.6.20, докато останалите акции се включват постъпателно, като последната е TRACE, с данни от 23.2.2009 г.

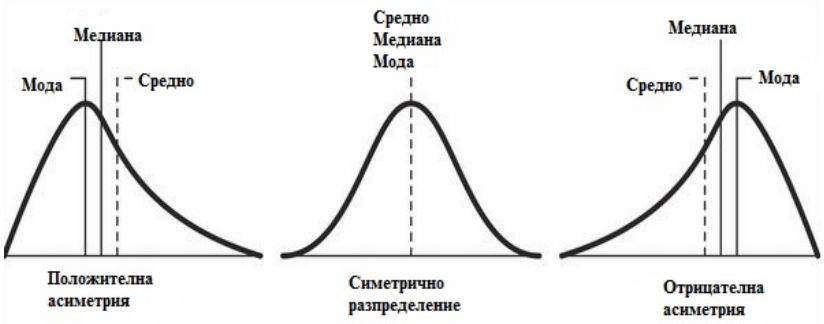
Анализът на слабата форма на ефективност е проведен за целия период на активност на дадена акция и индекса SOFIX. Таблица 1 предоставя описателна статистика на извадката от акции и индекса SOFIX за целия период на съществуването им. Рекордът на генерирана възвръщаемост се държи от ALUM – 0.019 седмично, което е над 99% на годишна база (Отчетените възвръщаемости следва да се разглеждат внимателно. В конкретния случай с ALUM, високата възвръщаемост е резултат основно от възвръщаемостта, реализирана през първите 34 седмици от листването на компанията, като за този период средната седмична възвръщаемост е 42.43%, като само през 34-та седмица са 1316%! През втория, третия, четвъртия и петия подпериоди средната седмична възвръщаемост е съответно: 1.5%, - 3.5%, 0.7% и 0.1%.). Единствените отрицателни възвръщаемости са на CHIM и TRACE, за което съществува обективна предпоставка – акциите натрупват негативен потенциал още при листването си, по време на финансовата криза 2007-2009 г. Но MONBAT, при аналогично листване, реализира позитивна възвръщаемост. Като цяло е налице позитивна релация между риск и възвръщаемост. Индексът SOFIX постига задоволителна възвръщаемост, при най-ниско стандартно отклонение, което е манифестация на редуцирането на риска в резултат на диверсификацията.

Когато позиционираме акциите в пространството риск-възвръщаемост, единствено тези два фактора детерминират доминантните акции. Обикновено се приема, че вероятностното разпределение е нормално. Ако разпределението не е нормално, то акцията има инкрементен риск, който не е отчетен от стандартното ѝ отклонение. Асиметрията и ексцесът са показателите, измерващи степента на отклонение от нормалното разпределение.

Асиметрията (Skewness) (Ламбова и др., 2008) измерва степента на разсейване от симетричната крива на нормално разпределение. Измерва наличието или отсъствието на симетрия в разпределението на данните. На практика асиметрията съпоставя екстремните стойности на двете опашки на разпределението. Симетричното разпределение ще има числово значение на асиметрията от 0.

Има две състояния на асиметрия – положителна и отрицателна.

Положителната асиметрия е състояние, при което дясната страна на разпределението е по-дълга или по-дебела. Средното и медианата ще са по-големи от модата. *Отрицателната асиметрия* е състояние, при което лявата страна на разпределението е по-дълга или по-дебела. Средното и медианата ще са по-малки от модата. Асиметри-



Фигура 1. *Положителна и отрицателна асиметрия и симетрично разпределение*

ята използва третите моменти на вероятностното разпределение около средното и се изчислява по следния начин:

$$S = E\left(\frac{(X-\mu)^3}{(\sigma)^3}\right) \quad (7)$$

Така, асиметрията (S) е равна на третия момент, разделен на стандартното отклонение на куб (Gujarati, 2003). Разпределение, чиято асиметрия е 0, е симетрично разпределено. Видно от таблица 1, седмичната възвръщаемост на извадката от акции има положителна асиметрия, и не случайно – позитивните максимуми са по-високи от негативните максимуми в абсолютна стойност (единственото изключение е MONBAT). Разпределенията на всички акции са положително асиметрични.

Ексцесът (Радилов и др., 2010) измерва степента на сплеснатост на емпиричното разпределение спрямо кривата на нормалното разпределение. Той се изчислява по следната формула:

$$K = E\left(\frac{(X-\mu)^4}{(\sigma)^4}\right) \quad (8)$$

Нормалното разпределение има ексцес 3. Ако ексцесът е над 3, то разпределението е с връх над нормалното, ако е под 3 – сплеснато под нормалното разпределение.

Макар ексцесът да се характеризира по изпъкналостта или сплеснатостта спрямо нормалното разпределение, всъщност той характеризира липсата или наличието на отдалечени наблюдения (outliers) в разпределението. Подобни отдалечени наблюдения (Иванов, 2020) са екстремно високи позитивни и негативни възвръщаемости. Кратък поглед върху таблица 1 установява, че всички акции са с ексцес над 3. Това важи особено за ALUM и MCH.

Налице са няколко причини за необходимостта от отчитане от учените и практиците на екстремните възвръщаемости на вероятностното разпределение (Gettinby et al., 2004). На първо място, количествената оценка на присъщия риск на акция или портфейл от акции зависи в голяма степен от формата на опашките на разпределението на възвръщаемостта. Коефициентите на асиметрия и ексцес са силно повлияни от формата на опашките на разпределението и следователно следва да се отчитат при оценката на риска. Риск-избягващите инвеститори (по-голямата част от индивидуалните инвеститори) като цяло се стремят да избягнат разпределения с отрицателна асиметрия поради наличието на вероятност от понасянето на значителни загуби, както и такива с ексцес над 3, при които наблюдаваме дебели „опашки“ на разпределението или отдалечени наблюдения.

Таблица 1 също така предоставя информация за автокорелацията на седмичната възвръщаемост. Очаквано за динамичните редове на възвръщаемостта, автокорелацията е слаба, преобладаващо позитивна. Това означава известна степен на неслучайност, понеже позитивната автокорелация предполага положителната (отрицателната) възвръщаемост да е последвана от положителна

Таблица 1. *Описателна статистика на седмичната възвръщаемост за периода 30.10.00-1.06.20*

Акция	От дата:	Средна възвращ.	Медиана	Макс.	Мин.	Ст. откл.	Аси-метрия	Ексцес	Наблю-дения	AC(-1)	AC(-2)	AC(-3)	AC(-4)	AC(-5)	AC(-6)
ALB		0.002	0.000	0.322	-0.211	0.045	1.34	11.55	1015	0.085	0.076	0.008	0.048	0.148	0.068
ALUM	24.3.2003	0.019	0.000	13.161	-0.914	0.447	28.50	838.77	894	-0.01	-0.007	-0.075	0	0.009	0.018
CHIM	1.8.2007	-0.001	-0.004	0.419	-0.292	0.057	1.04	14.48	698	0.156	0.133	0.168	-0.018	0.042	0.016
MCH	17.11.2003	0.006	0.000	1.090	-0.311	0.066	5.73	91.54	860	-0.08	-0.024	0.032	0.08	-0.018	0.059
MONBAT	8.1.2007	0.000	0.000	0.192	-0.267	0.040	-0.54	11.91	698	0.097	0.106	0.107	0.067	0.089	0.084
NEOH	30.9.2002	0.005	0.000	0.625	-0.454	0.067	1.52	18.36	918	-0.114	-0.059	0.033	0.049	-0.001	-0.01
PETHL	8.7.2002	0.001	0.000	0.506	-0.248	0.064	1.53	11.60	930	0.08	0.033	0.058	0.014	0.092	0.118
SFARM	30.9.2002	0.003	0.000	0.272	-0.209	0.038	0.53	11.69	918	0.055	0.098	0.055	0.086	0.068	0.089
SOFIX		0.002	0.001	0.342	-0.221	0.033	0.65	19.75	1015	0.108	0.157	0.148	0.056	0.087	0.109
TRACE	17.12.2007	-0.001	-0.003	0.331	-0.258	0.060	0.91	8.56	649	0.088	0.092	0.108	0.065	0.032	0.113

Източник: *Инфосток (Infostock.bg), авторови изчисления*
**Предполага се, че данните са получени от ергодичен процес (IID).*

(отрицателна) възвръщаемост. И обратно – сериите от отрицателна корелация в различните лагове предполага положителната (отрицателната) възвръщаемост да е последвана от отрицателна (положителна) възвръщаемост. Моделът на възвръщаемостта, построен на база „случайно блуждаене“, предполага незначителна (клоняща към нула) автокорелация. Изследвания на зависимостта на динамичните редове от предходните им стойности намират позитивна автокорелация в краткосрочни периоди и негативна такава за периоди над 12 месеца (Poterba and Summers, 1988; Campbell et al., 1997). Слабата активност на търговията (тънка търговия) е най-често споменаваният източник на автокорелация на възвръщаемостта (Scholes and Williams, 1977; Lo and MacKinlay, 1988, 1990; Kadlec and Patterson, 1999). Тънката търговия е характерна за слабо търгувани акции, които не се търгуват с дни, седмици и месеци, докато активно търгуваните акции реализират търговски оборот почти ежедневно. Така, новопостъпилата информация ще бъде отразена в цените на акциите с тънка търговия със забавяне, за разлика от отразяването ѝ в цените на активно-търгуваните акции. Тънката търговия би могла да породи позитивна зависимост във възвръщаемостта на акциите, каквато в случая наблюдаваме в таблица 1. Друга хипотеза, обясняваща серийните корелации, се базира на поведението на търговците с обратна връзка (feedback traders) (Cutler et al., 1990; Shleifer and Summers, 1990; Sentana and Wadhwani 1992). Позитивните търговци с обратна връзка купуват при нарастване на цената и продават при намаляване на цената. Негативните постъпват диаметрално противоположно – продават при нарастване на цената и купуват при намаляване на цената. Sentana and Wadhwani (1992), прилагайки модел, показват, че наличието на пазара на негативни търговци с обратна връзка води до положителна автокорелация, докато позитивни търговци с обратна връзка предизвикват отрицателна корелация. Така, би могло да се предположи, за извадката от акции от таблица 1, наличието на негативни търговци с обратна връзка.

Стандартният тест за проверка на хипотезата „случайно блуждаене“ е тестът на Дики и Фулър за единичен корен (Unit root test). Тук прилагаме разширения тест на Дики и Фулър за единичен корен (ADF), в безтрендовата форма с константа, спрямо седмичните възвръщаемости. Технологията следва препоръките на Engle and Granger (1987) и Schwert (1989) за тестване стационарността на динамичните редове. Ако отхвърлим нулевата хипотеза за наличие на единичен корен (unit root), то тогава динамичният ред е стационарен. Отхвърлянето на нулевата хипотеза е показателно за отсъствието на единичен корен в динамичните редове и следователно, с определено ниво на риск от грешка (напр. 5%) не може да се отхвърли твърдението, че динамичните редове са „случаен процес“. ADF тестът не потвърждава, че динамичният ред е „случаен процес“, а само че е стационарен и не може да се отхвърли, че е случаен. Обикновено, динамичните редове на цените са I(1) процес, докато първите им разлики (възвръщаемостта) са I(0) процес, т.е. – стационарни (Динамичните редове с единичен корен (Случайно блуждаене) са интегрирани от първи ред, I(1), докато стационарните динамични редове са интегрирани от нулев ред, или I(0). Ако се вземат първите разлики на I(1) динамичен ред, то резултатът ще бъде динамичен ред интегриран от нулев ред – I(0), т.е. стационарен.). Възвръщаемостта (първите разлики) детрендват цените, но това не означава нулев свободен член, понеже възвръщаемостта не е нулева. Ето защо прилагаме вариант 2 (от трите) на ADF теста, а именно – без тренд със свободен член.

Видно е от таблица 2, че всички седмични възвръщаемости на акции и индекса SOFIX са стационарни при 1% ниво на риск от грешка, следователно, хипотезата „случайно блуждаене“ се отхвърля. Фактът, че се отхвърля, не означава липсата на законо-

Таблица 2. *Резултати от ADF теста за стационарност (случайно блуждаене) за периода 30.10.00-1.06.20*

	ALB	ALUM	CHIM	MCH	MONBAT	NEOH	PETHL	SFARM	SOFIX	TRACE
ADF статистика	-11.308	-18.687	-11.493	-7.967	-5.093	-24.256	-6.291	-9.762	-9.705	-8.326
Критични нива 1%	-3.437	-3.437	-3.440	-3.438	-3.440	-3.437	-3.437	-3.437	-3.437	-3.440
5%	-2.864	-2.865	-2.865	-2.865	-2.866	-2.864	-2.864	-2.864	-2.864	-2.866
10%	-2.568	-2.568	-2.569	-2.569	-2.569	-2.568	-2.568	-2.568	-2.568	-2.569

мерност в движението на цените, а просто липсата на „единичен корен“ (unit root) в редовете на възвръщаемостта.

3. Тест за серийна последователност (Runs Test)

Тестването (също обозначено като „тестване на хипотези“) има важна роля в статистическите изследвания. При статистическото тестване ние извършваме проверка на верността на хипотеза (приемане, твърдение, предположение) относно характеристиките на една или повече съвкупности. Почти всички тестове на големи и малки извадки като t, F и χ2 са базирани на приемането, че първоначалната съвкупност (от която е извадката) има определено разпределение. Разпределенията обикновено се описват с помощта на определени параметри. Непараметричните тестове не се нуждаят от подобни допускания, поради което са известни още като необвързани с разпределението тестове. Терминът непараметрични означава липсата на параметри, използвани в традиционния смисъл за обозначаването на определени вероятностни разпределения. Непараметричните тестове използват някои опростени аспекти на извадка от данни като знак на наблюдението (+ или -), поредност на взаимовръзката или категория на честотата. Следователно, „разтеглянето“ или „компресирането“ на мащаба на данните не променя резултатите от непараметричните тестове. В резултат на това непараметричната статистика може да бъде изведена независимо от формата на разпределение на първоначалната съвкупност.

Един от най-често прилаганите непараметрични тестове са тези за поредността на сериите (runs test). Първоначално подобен тест е приложен от Abraham Wald и Jacob Wolfowitz. Wald and Wolfowitz (1940) разработват теоретичните основи за проверка на хипотезата за случайността на две групи последователни съвкупности от данни. Поспециално, техният тест е подходящ за приемане или отхвърляне на хипотезата, че елементите на дадена последователност от данни са взаимно независими.

Тези свойства на теста на поредността на сериите го правят подходящ за оценка на случайността в движението на цените на фондовите пазари. Преди реалното приложение на модела, нека илюстрираме същността му с пример. Нека си представим динамичен ред на ежедневните цени при затваряне на борсата на дружество X. От този динамичен ред на цените могат да бъдат калкулирани ежедневните възвръщаемости, които впоследствие се преобразуват в 2 състояния – 0, когато имаме отрицателна възвръщаемост (т.е. понижение на цената от предходния ден) и 1 когато имаме положителна възвръщаемост (т.е. повишение на цената от предходния ден). Следващата таблица илюстрира последователността от повишаващи се и намаляващи цени във времето. Когато имаме непрекъсната последователност на едната или другата съвкупност (повишаване, понижаване), маркираме това състояние като непрекъсната серия (runs, R):

1	1	0	0	0	0	0	1	0	1	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	1	1
R		R					R	R	R	R	R	R				R	R					R	R	R	

Базисните данни, нужни за оценяване на модела, са:

R – Брой на последователностите (Runs). В представения пример това са 13 последователности.

N1 – Брой на събитията от първата съвкупност, т.е. отрицателна възвръщаемост, 17.

N2 – Брой на събитията от втората съвкупност, т.е. положителна възвръщаемост, 9.

На основата на информацията за R, N1 и N2 е възможно тестването за случайното разпределение на изменението в цените. Нулевата хипотеза (H0) е, че символите 1 и 0 са случайно разпределени в последователността си. Алтернативната хипотеза (H1) гласи, че символите 1 и 0 не са случайно разпределени в последователността си.

Следващата стъпка е дефинирането на критичните стойности за броя на събитията при α=5% степен на достоверност. Тези критични стойности са изложени в таблица (Swed and Eisenhart, 1943), в която за N1=17 и N2=9, съответстват R1 (долна граница) 8 и R2 (горна граница) 19.

В представения пример броят на последователностите е 13, което е между долната и горната граница на критични точки, така, че нулевата хипотеза (H0) е, че символите 1 и 0 са случайно разпределени в последователността си се приема при 5% ниво на риск от грешка. При тестване на хипотезите, когато последователността съдържа много наблюдения, използването на стандартните таблици е трудно и неудобно, а в редица случаи – невъзможно. За тази цел се използва Z-статистика и p-value.

$$Z = \frac{R - E(R)}{\sigma_R} \tag{9}$$

където R е действителният брой последователности, E(R) е очакваният брой последователности, а σ_R е стандартното отклонение на действителния брой последователности. Стойностите на E(R) и σ_R се изчисляват по следния начин:

$$E(R) = \frac{2N_1N_2}{N_1 + N_2} + 1 \tag{10}$$

$$\sigma_R^2 = \frac{2N_1N_2(2N_1N_2 - N_1 - N_2)}{(N_1 + N_2)^2(N_1 + N_2 - 1)} \tag{11}$$

като с N_1 и N_2 се обозначават положителните и отрицателните стойности в динамичния ред. Тестът за последователностите отхвърля нулевата хипотеза, ако $|Z| > Z_{1-\sigma/2}$. За по-големи извадки (когато $N_1 > 10$ и $N_2 > 10$) тест статистиката се сравнява с критичните стойности от таблицата за стандартно нормално разпределение. Така, при ниво на риск от грешка α = 5%, тестова статистика, чиято абсолютна стойност е по-голяма от 1.96, показва, че символите 1 и 0 не са случайно разпределени в последователността си.

За илюстрация на Z-статистиката използваме измерените показатели R, N_1 и N_2, от разгледания по-горе пример:

$$E(R) = \frac{2 \times 13 \times 17}{13 + 17} + 1 = 15.73$$

$$\sigma_R^2 = \frac{2 \times 13 \times 17 \times (2 \times 13 \times 17 - 13 - 17)}{(13 + 17)^2(13 + 17 - 1)} = \frac{182104}{26100} = 6.97$$

$$|Z| = \frac{13 - 15.73}{2.64} = 1.034|$$

R<8	8<R<19	R>19
Отхвърляме H0	Не отхвърляме H0	Отхвърляме H0

Така, в абсолютна стойност |Z| < 1.96, което дава основание да се приеме нулевата хипотеза (H0), че символите 1 и 0 са случайно разпределени в последователността си.

Използвайки месечни данни за индекса на тайванската фондова борса от 1967 до 1993 г., Fawson et al. (1996) провеждат тест за серийна последователност и докладват емпирична стойност на Z=-1.4045. Така, хипотезата за независимост в последователността на възвръщаемостта не може да бъде отхвърлена при 5% ниво на риск от грешка.

Worthington and Higgs (2009) прилагат теста за серийна последователност за дневни и месечни данни за възвръщаемостта на Австралийската фондова борса – Сидни. Месечните данни покриват период от 1875 до 2005 година, докато ежедневните – от 1958 до 2006 година. Макар че ADF не отхвърля възможността за случайност, то тестът за серийна последователност показва неслучайност както в дневните, така и в месечните данни за възвръщаемостта. Sadique and Chowdhury (2002) достигат до аналогични резултати за бангладешката фондова борса – Дака. Cărăușu (2015) проверява дали капиталовите пазари в България, Чехия, Полша, Румъния, Словакия и Унгария са ефективно в слабата форма между януари 2002 г. до септември 2015 г. Резултатите показват, че нито един от изследваните пазари е съвместим с модела „случайно блуждаене". Вместо това се открива частична ефективност в определени пазари. Докато тестовете за автокорелация и единични корени отхвърлят информационната ефективност във всички пазари, тестът за серийна последователност приема словашкия пазар за ефективен. Тестът за вариационните коефициенти (Variance Ratio Test) показва слаба пазарна ефективност в Словакия, Унгария, Полша и Чехия. По отношение на България и Румъния последните два теста не откриват доказателства в подкрепа на пазарната ефективност.

Проведеният тест за последователност на динамичните редове на възвръщаемостта на 9 акции и индекса SOFIX за периода 30.10.2000-1.6.2020 г. или за периода на съществуване на съответната акция, на базата на седмични данни, демонстрира, че за повечето акции H_0, че символите 1 и 0 са случайно разпределени в последователността си не може да бъде отхвърлена.

За да определим дали динамичните редове са случайни, сравняваме p-value със съответното ниво на статистическа значимост. Нивото на статистическа значимост, обозначавано като α (алфа), обикновено се установява на 0.05. Алфа от 0.05 показва 5% риск да се заключи, че поредността на данните

Таблица 3. *Резултати от проведения тест за последователност за периода 30.10.2000-1.6.2020 г.*

Акция/ Индекс	ALB	ALUM	CHIM	MCH	MONBAT	NEOH	PETHL	SFARM	SOFIX	TRACE
Период		24.3.03-1.6.20	8.01.07-1.6.20	17.11.2003-1.6.20	8.01.07-1.6.20	30.09.02-1.6.20	8.07.02-1.6.20	30.09.02-1.6.20		17.12.07-1.6.20
N1:	601	531	407	457	379	495	543	465	479	367
N2:	414	363	291	403	319	423	387	453	536	282
Runs:	484	427	305	463	363	479	451	469	447	304
Exp. runs:	491.27	432.21	340.36	429.3	347.42	457.18	452.92	459.92	506.9	319.93
Z	-0.4729	-0.3618	-2.7550	2.3085	1.1890	1.4503	-0.1294	0.5997	-3.7740	-1.2738
p(random):	0.6363	0.7175	0.0059	0.0210	0.2345	0.1470	0.8971	0.5487	0.0002	0.2028
Monte C. p:	0.6697	0.7436	0.0079	0.0257	0.2377	0.1552	0.9258	0.5526	0.0003	0.2301

Забележка: *Когато периодът е различен, се посочва конкретно за съответната акция.*

не е случайна, когато в действителност тя е случайна. Така:

P-value ≤ α: Поредността на данните не е случайна (Отхвърляме H_0)

P-value > α: Не може да се заключи, че поредността на данните не е случайна (Не можем да приемем H_0)

От таблица 3 е очевидно, че H_0 се отхвърля за Химимпорт АД (CHIM), М+С Хидравлик АД (MCH) и индекса SOFIX. Ако това заключение не е сензация, когато става въпрос за отделни акции, то е най-малкото неочаквано отхвърлянето на H_0 за индекса SOFIX, и то при ниво на риск от грешка α от 0.0002! Факт е, че индексът SOFIX включва Химимпорт АД (CHIM) и М+С Хидравлик АД (MCH), но също така включва Албена АД (ALB) и Монбат АД (MONBAT), както и още 11 дружества, невключени в извадката. Съществуват две възможности. Първо, ако динамичните редове на възвръщаемостта на акциите, съставящи индекса, са случайни, но не са независими (което е твърде вероятно с оглед на влиянието на системните фактори), то осредненият резултат (SOFIX) е възможно да бъде неслучаен. Но ако броят на акциите, съставящи индекса, е много голям (над 1000), тогава директно бихме могли да „виним“ SOFIX. Понеже нито броят на акциите, съставящи индекса, е над 1000 и понеже не можем да оценим независимостта на компонентите, съставящи индекса (поради постоянното ребалансиране на 6-мес., при което акции отпадат и се включват), бихме обобщили: Едната възможност е естествен процес, породен от корелацията между компонентите на индекса. Другата – човешка намеса с цел манипулиране на индекса. Ето защо подобна парадигма би могла да бъде обект на самостоятелно изследване.

4. Заключение

Тази статия има за цел тестването на слабата форма на ефективност на БФБ за периода от м. октомври 2000 г. до м. юни 2020 г. на база на седмична възвръщаемост.

Представен е моделът „случайно блуждаене“, с който се оценява слабата форма на ефективност на БФБ. За целта на анализа са селектирани данни, съобразно избрани от автора ограничения. Проследени са автокорелационни зависимости и ADF теста за стационарност, като са интерпретирани резултатите. Анализирана е седмичната възвръщаемост на избрани компании от БФБ. На теоретично ниво, както и с пример е представено приложението на непараметричния тест за серийни последователности (Runs Test) за оценка на слабата форма на ефективност. Направени са препратки към аналогични изследвания на други автори.

С някои изключения, проведеният тест за серийни последователности не може да потвърди хипотезата, че поредността на данните не е случайна – свидетелство в подкрепа на слабата форма на ефективност. Изненада е отхвърлянето на H_0 за индекса SOFIX, и то при ниво на риск от грешка α от 0.0002, както и за Химимпорт АД (CHIM) и М+С Хидравлик АД (MCH). Индексът SOFIX е представителен за българската фондова борса. В преобладаващата литература по ефективността на фондовите пазари, отхвърлянето на хипотезата за ефективност на даден индекс е свидетелство за неефективност на целия пазар. Като се добави наличието на серийни корелации при всички изследвани обекти, везните се накланят в полза на отхвърляне на хипотезата за слабата форма на ефективност на капиталовия пазар на БФБ за изследвания период.

Цитирани източници:

Иванов, Л., 2020. Развитие на статистическия анализ на отдалечени наблюдения (“Outliers”) от края на Първата световна война до средата на 80-те години на XX век. Сп. *Статистика,* бр. 3, НСИ, с. 1-17.
(Ivanov, L., 2020. Razvitie na statisticheskia analiz na otdalecheni nablyudenia (“Outliers”) ot kraya

na Parvata svetovna voyna do sredata na 80-te godini na XX vek. Sp. *Statistika*, br. 3, NSI, s. 1-17)

Ламбова, М., Ч. Русев, Д. Косева, 2008. Статистика. Варна, ИК „СТЕНО“, с. 66-67.
(Lambova, M., Ch. Rusev, D. Koseva, 2008. Statistika. Varna, IK „STENO“, s. 66-67)

Радилов, Д., В. Хаджиев, С. Жекова. 2010. Статистика. Варна, изд. „Наука и икономика“, с. 100-103.
(Radilov, D., V. Hadzhiev, S. Zhekova, 2010. Statistika. Varna, izd. „Nauka i ikonomika“, s. 100-103)

Инфосток (Infostock.bg)
(Infostok (Infostock.bg))

Campbell, J.Y., A.W. Lo, and A.C. MacKinlay, 1997. *The Econometrics of Financial Markets,* Princeton University Press: Princeton, New Jersey.

Cărăușu, D.N., 2015. Capital Market Efficiency in CEE Countries. *"Ovidius" University Annals, Economic Sciences Series* Volume XV, Issue 2/2015, pp. 392-397. http://stec.univovidius.ro/html/anale/RO/2015/i2/ANALE%20vol%2015%20issue_2_2015_site.pdf (Accessed 10/10/20).

Cutler, D.M., J.M. Poterba, and L.H. Summers, 1990. Speculative Dynamics and the Role of Feedback Traders. *American Economic Review,* Vol. 80, No. 2, 63-68.

Fama, E.F., 1965. The Behaviour of Stock Market Prices. *Journal of Business,* 38, pp. 34-105.

Fama, E.F., 1970. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance,* May, pp. 383-417.

Fawson, C., T.F. Glover, W. Fang, and T. Chang, 1996. The weak-form efficiency of the Taiwan share market. *Applied Economics Letters,* 3, pp. 663–667.

Gujarati, D.N., 2003. Basic Econometrics, 4th edition, McGraw-Hill, New York, p. 886.

Kadlec, G.B. and D.M. Patterson, 1999. A Transaction Data Analysis of Nonsynchronous Trading. *Review of Financial Studies,* 12, pp. 609-630.

Kendall, M., 1953. The Analysis of Economic Time-Series–Part 1: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society,* Vol. 116.

Lo, A.W. and A.C. MacKinlay, 1988. Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks, Evidence from a Sample Specification Test. *Review of Financial Studies,* I, pp. 41-66.

Lo, A.W. and A.C. MacKinlay, 1990. An Econometric Analysis of Nonsynchronous Trading. *Journal of Econometrics,* 45, pp. 181-211.

Mandelbrot, B., 1966. Forecast of Future Prices, Unbiased Markets, and Martingale Models. *Journal of Business,* 39, pp. 242-255.

Osborne, F., 1959. Periodic Structure in the Brownian Motion of Stock Prices. *Operations Research,* 7, pp. 145-173.

Poterba, J.M. and L.H. Summers, 1988. Mean Reversion in Stock Returns: Evidence and Implications. *Journal of Financial Economics,* 22, pp. 27-59.

Roberts, Harry V., 1959. Stock-Market "Patterns" and Financial Analysis: Methodological Suggestions, in: Cootner, 1964, pp. 7-16.

Sadique, S., and S.S.H. Chowdhury, 2002. Serial dependence in the Dhaka stock exchange returns: An empirical study. *Journal of Bangladesh Studies,* 4 (1), pp. 47-57.

Scholes, M. and J.T. Williams, 1977. Estimating Betas from Nonsynchronous Data. *Journal of Financial Economics,* 5, pp. 309-327.

Sentana, E. and S. Wadhwani, 1992. Feedback Traders and Stock Return Autocorrelation: Evidence from a Century of Daily Prices. *Economic Journal,* 102, 415-425.

Shleifer, A. and L.H. Summers, 1990. The Noise Trader Approach to Finance. *Journal of Economic Perspectives,* Vol. 4, Spring, pp. 19-33.

Swed, F.S. and C. Eisenhart, 1943. Tables for Testing Randomness of Grouping in a Sequence of Alternatives. *Ann. Math. Statist.,* 14(1): 66-87 (March, 1943). DOI: 10.1214/aoms/1177731494

Wald, A. and J. Wolfowitz, 1940. On a Test Whether Two Samples are from the Same Population. *Ann. Math. Statist.,* Volume 11, Number 2, pp. 147-162.

Working, H., 1934. A Random Difference Series for Use in the Analysis of Time Series. *Journal of the American Statist. Association,* 29, pp. 11-24.

Worthington, A.C. and H. Higgs, 2009. Efficiency in the Australian stock market, 1875-2006: A note on extreme long-run random walk behaviour. *Applied Economics Letters,* 16 (3): pp. 301-306, January 2009.