

## ХИПОТЕЗАТА ЗА ЕФЕКТИВНИТЕ ПАЗАРИ И ГЛОБАЛНАТА ФИНАНСОВА КРИЗА – ПО ПРИМЕРА НА ИНДЕКСИТЕ SOFIX, DJIA И DAX

*Установено е информационното влияние между развит и развиващ се капиталов пазар в условията на глобалната финансова криза от 2007 г., разгледано в аспекта на хипотезата на ефективните пазари (ХЕП) по примера на индексите DJIA, DAX и SOFIX. Емпиричните резултати показват детерминиращото влияние на DJIA спрямо динамиката на останалите изследвани индекси, особено в период на криза. Представени са статистически доказателства за отхвърляне на допусканията на ХЕП спрямо българския капиталов пазар, като ясно са очертани наличието и посоката на въздействие върху него от страна на изследваните развити капиталови пазари. Извършено е иконометрично моделиране спрямо възвръщаемост и променливост на изследваните индекси чрез моделите EGARCH, ползващи Стюдънт -  $t$  – разпределение. Анализът на показателите „информационна ефективност” и „асиметрия” по отношение на българския индекс показва по-бързото и в по-голяма степен включване на отрицателна информация в стойностите на индекса. Ясно са очертани различията в отразяването на пазарната информация и детерминиращото влияние на DJIA от страна на DAX и SOFIX. Определено е в процентно измерение влиянието на информацията от щатския индекс върху променливостта от българския.  
JEL: C32; G14*

### 1. Увод

Темата за информационната ефективност на капиталовите пазари придобива по-голяма актуалност по време на развитието на глобалната финансова криза започнала в САЩ през 2007 г. Теоретичните постулати, обхващащи динамиката на капиталовите пазари, определят действията по прогнозиране на бъдещите изменения на цените на финансовите активи като безполезни, тъй като приемат, че съществените изменения на пазара са следствие от нова за него информация, която по дефиниция е неизвестна, защото ако тя е известна,

<sup>1</sup> Владимир Ценков – Катедра „Финанси и отчетност”, Стопански факултет, Югозападен университет „Неофит Рилски”, e-mail: v.tsenkov@yahoo.com, тел: 0898669130.

би била вече включена в пазарната динамика. Тези допускания формират информационната ефективност на даден капиталов пазар и са в основата на хипотезата на ефективните пазари (ХЕП). Емпиричните изследвания на данните за пазарна динамика, както и някои практически похвати показваха, че донякъде са възможни съществени нарушения на ХЕП, особено ако се отчете тяхната детерминираност по отношение на степента на развитие на капиталовите пазари. Глобалната финансова криза от 2007 г. оказва своето значимо влияние върху всички капиталови пазари, в пряко противоречие на теоретичните постулати, че корелацията между развитите и развиващите се пазари по подразбиране е много ниска. Така се разкрива нова възможност не само за проверка на състоятелността на базовото допускане за капиталовите пазари – тяхната информационна ефективност, отразена от ХЕП, но и за обхващане на взаимовръзките развит-развиващ се пазар и посоката на това информационно влияние – взаимодействия, неотчитани от теоретични постановки по въпроса.

Изследването е насочено към проверка на допусканията на ХЕП в условията на финансова криза във фокуса на разкриване на взаимовръзките развит-развиващ се пазар при отчитане на насочеността и големината на информационното влияние, детерминирано от големината и степента на развитие на капиталовия пазар. За реализиране на изследователските ни търсения са използвани три борсови индекса, представляващи капиталови пазари с различна степен на развитие – щатският DJIA, немският DAX и българският SOFIX. Периодът на изследване 03.01.2005 – 28.12.2009 г. обхваща предкризисния и кризисен етап на проявление на глобалната финансова криза от 2007 г. При функционирането на капиталовите пазари теорията, свързана с действието на ХЕП, определя следните допускания:

- ниска корелация между развит и развиващ се пазар;
- висока променливост характерна за развиващите се пазари;
- липса на предсказуеми схеми на динамика на капиталовите пазари, например лийверидж ефект, изразяващ се в наличието на обратна зависимост между възвръщаемост и променливост.

Резултатите от това изследване допринасят за разкриване и измерване на силна детерминираност между капиталовите пазари независимо от степента на тяхното развитие в условията на финансова криза. Определени са размерът и насочеността на предаване на кризисните негативни информационни въздействия от индекса DJIA на DAX и към SOFIX, като е регистрирано първостепенното значение за динамиката на SOFIX на DJIA пред това на DAX. Установени са факти и наблюдения, водещи до отхвърляне на допусканията на ХЕП по отношение на информационната ефективност, особено в период на криза. Представено и отчетено е влиянието на DJIA по отношение на динамиката, информационната ефективност и асиметрия на индексите DAX и SOFIX, като ясно са представени сходствата и различията при отразяване от страна на двата индекса на информационното въздействие на щатския.

Анализът на корелацията между SOFIX, съответно DJIA и DAX, показва, че в предкризисния период не може да се определи водещо и значимо информационно въздействие на един от двата индекса. Противоположно е положението през периода на развитие на глобалната криза, като можем да посочим по-силното детерминиращо влияние на щатския пред немския индекс спрямо SOFIX. Използваната иконометрична методология представя конкретни статистически доказателства за отхвърляне на допусканията на ХЕП, особено значими в период на криза. Установи се предразположеността на българския капиталов пазар по-бързо и в по-голяма степен да реагира на отрицателни новини и противоположна реакция на положителните. Очертана е разликата в степента на реакция на информационното въздействие от DJIA спрямо развит пазар – DAX и развиващ се – SOFIX, демонстрирайки по този начин коренно противоположен подход на отразяване на пазарната информация при възходящо и низходящо развитие за двата индекса. Измерено е влиянието на DJIA спрямо SOFIX по отношение на информационна ефективност, асиметрия и е определена количествено тази част от променливостта на българския индекс, обяснима с влиянието от щатския.

Установеното наличие на лийверидж ефект при българския и немския индекс показва детермираността на неговото проявление съобразно делението развит-развиращ се пазар. Блек (Black (1976)) пръв регистрира наличието на тенденцията промените в цените на финансовите активи да са отрицателно корелирани с промените в променливостта на същите активи. Изследването на тази зависимост на капиталовите пазари провокира множество от емпирични изследвания, сред които бихме споменали тези на Кристи Christie (1982), Шверт (Schwert (1989)) и Кутмос, Саиди (Koutmos, G. and R. Saidi (1995)).

Установени са по-убедителни доказателства за наличието на лийверидж ефект при развит пазар – индексът DAX, в сравнение с развиващ се пазар – индексът SOFIX.

Отразяването на информационното въздействие на DJIA, води до засилване на лийверидж ефекта при развит пазар – DAX и намаляване на неговото действие при развиващ се пазар – SOFIX.

## **2. Преглед на литературата**

Хипотезата за случайното блуждаене определя, че измененията на цените или на възвръщаемостта на финансовите активи са независими едно от друго и се осъществяват произволно, поради което не могат да бъдат прогнозирани от исторически данни. Състоятелността на това твърдение поставя под въпрос не само допускането за случайно блуждаене на възвръщаемостта, но и на многобройните модели за нейното математическо обхващане, базирани на допускането за независимост на измененията  $y_t$ . Непредсказуемостта на промените на възвръщаемостта е обвързана с тяхната рационалност. Само рационално определените изменения ще са вследствие на нова за пазара информация. Следователно случайното блуждаене ще е естествен резултат за

динамиката на стойностите на индекса, които винаги отразяват цялата налична настояща информация (ХЕП).

В историческа перспектива трябва да отбележим, че хипотезата за случайното блуждаене, характеризиращо движението на цените на финансовите активи, търгувани на капиталовите пазари, е представена за пръв път от Бachelier (Bachelier, Н. 1900), определяйки по този начин произволното и следователно непредсказуемо тяхно движение. Тази идея по-късно е емпирично подкрепена от Фама (Fama, 1965), който заявява, че всякакви дейности по прогнозирането на движението на цените са безполезни. Той акцентира върху ефективността на капиталовия пазар, изразяваща се в това, че всички участници на него получават цялата информация, отнасяща се до търговията, и по всяко време. Така се предполага, че измененията на цените се извършват под въздействието на всяка нова информация, която постъпва на пазара и по дефиниция тя е непредсказуема.

В исторически аспект първоначално емпиричните изследвания потвърждавали постулатите на ХЕП (Bachelier, 1900; Fama, 1965; Kendal, 1953; Conrad, Kaul, 1988; Lo, MacKinlay, 1988). С развитието на статистическите методи за анализ на данните от капиталовите пазари се появяват доказателства за нарушаването на ХЕП. В тази насока Кампбел, Ло и МакКинлей (Campbell, Lo & MacKinlay, 1997) застъпват мнението, че: „постигнатият в последно време напредък в иконометрията и емпиричните доказателства показват, че възвръщаемостта от финансовите активи е предсказуема в определена степен”.

В търсена на доказателства в подкрепа или срещу ХЕП са проведени многобройни емпирични изследвания. Едно от основните нарушения на ХЕП е появата на автокорелационни зависимости (серийна корелация) при възвръщаемостта както в краткосрочен, така и в дългосрочен времеви план. Емпиричните изследвания установяват зависимост на проявление на краткосрочна положителна последвана от дългосрочна отрицателна корелация, явление, детерминирано от степента на отразяване на новата за пазара информация. Емпирични доказателства за наличието на отрицателни стойности на корелация на възвръщаемостта в дългосрочен аспект (многогодишен период) ни представят Фама и Френч (Fama, French, 1988) и Потерба и Самърс (Poterba, Summers, 1988).

Наличието на автокорелации се свързва и с друго явление на капиталовите пазари – клъстери на променливостта, изразяващи се в реализирането и поддържането на тенденции при изменението на променливостта, особено в краткосрочен аспект. Опитите да се обясни това явление водят до обвързването на измененията в променливостта с информационния поток на дадения фондов пазар. В това отношение Рос (Ross, 1989) предлага променливостта да се разглежда като измерител на информационния поток.

Освен клъстери на променливостта при моделирането на финансовите времеви редове от данни трябва да се има предвид и разпределението на възвръщаемостта. Във връзка с това можем да определим като

широкоизвестно и установено при изследвания на борсови индекси наличието на високоексцесно разпределение при безусловната възвръщаемост. В тази посока Хамао, Масулис, Вей, Янг и Чонг (Hamao, Masulis, and Ng 1990; Wei, Liu, Yang, and Chaung, 1995) регистрират високоексцесно разпределение на остатъците при почти всички изследвани от тях развити и развиващи се фондови пазари.

Съществуването на статистически значими автокорелации във възвръщаемостта като свидетелство за наличието на неефективност на капиталовите пазари се разграничава и в зависимост от това дали се отнасят за развити, или за развиващи се пазари. Автори като Харви и Бикаерт (Harvey, 1995; Bekaert, 1995; Bekaert, Harvey, 1995) установяват по-високи коефициенти на автокорелация при развиващите се пазари в сравнение с развитите, което прави възвръщаемостта от първите предсказуема в нарушение на ХЕП. Някои установени значими автокорелационни коефициенти се обясняват и с несинхронно търгуване на акции (Scholes, and Williams, 1977; Lo, MacKinlay, 1990).

Изследванията на развиващите се капиталови пазари очертават някои общи характеристики, разграничаващи ги от развитите, а именно: висока възвръщаемост, корелацията с развитите капиталови пазари е слаба; възвръщаемостта им е по-предсказуема и променливостта е по-висока в сравнение с развитите пазари (Bekaert and Harvey, 2003; Harvey, 1991, 1995), факт с особено значение в период на криза (Ang and Bekaert, 2002; Harvey, 1995).

Можем да заключим, че развиващите се капиталови пазари представят доказателства за наличието в различна степен на нарушения на допусканията, свързани с ХЕП. Емпиричните изследвания доказват тяхната информационна неефективност, поставяйки под съмнение верността на ХЕП. Значителни нива на неефективност са наблюдавани на капиталовите пазари на Индия, Сингапур, Гана (Bekaert, and Campbell, 2002), Мавритания (Bundoo, 2000; Smith, and Jefferis, 2002) и Гърция (Smith, and Jefferis, 2002). Емпиричните данни от проверката на хипотезата за случайно блуждаене на цените на капиталовите пазари на Египет, Кения, Мароко и Зимбабве (Mlambo, Biekpe, and Smit 2003) показват отхвърляне на предположението за нормално разпределение на възвръщаемостта и наличие на положителна автокорелация при последната. Кутмос (Koutmos, 1999) изследва азиатските развиващи се пазари и открива различия при отразяването на пазарната информация, изразяващи се в по-бързо отразяването на лоши новини, респ. отрицателна доходност. Установените от Кутмос обстоятелства са в пряка връзка с наличието на статистически значими автокорелации на променливостта и са косвено доказателство за наличието на лийверидж ефект. Изследване, обхващащо четири от най-известните индекса на Египетската фондова борса, показва значително отклонение от ХЕП (Mecagni, and Sourial, 1999). Израз на тази неефективност са наблюдаваните клъстери на променливостта и високоексцесни разпределения на възвръщаемостта. Свидетелства за нарушаването на ХЕП намираме и при капиталовия пазар на Сърбия. В

изследването, проведено от Миякович и Радович (Miljković, Radović, 2006), се представят доказателства, че сръбската фондова борса не проявява ефективност, дори и в слабата форма на ХЕП. Установено е наличието на статистически значими стойности на автокорелация при възвръщаемостта, която може да бъде определена с високоекспесно разпределение, съществено различаващо се от нормалното. Подобни резултати са регистрирани и при централноевропейския капиталов пазар при изследване на дневните логаритмичните изменения на индекса CESI, публикуван първоначално на Будапещенската фондова борса през 1996 г. и включващ ценни книжа от фондовите борси в Будапеща, Прага и Варшава (Канарян, 2004). Направените наблюдения по отношение на развиващите се пазари – вид на разпределението, статистически значими автокорелации и наличие на нелинейни зависимости, са валидни и за някои развити капиталови пазари – индексът OMX – шведски индекс включващ 30 големи компании от Швеция (Nässtrom, 2003).

### **3. Методология**

Изследването си поставя за цел да проследи информационните връзки на влияние с насоченост развит – развиващ се капиталов пазар в контекста на ХЕП, като се отчете значението на конкретен фактор – глобалната финансова криза от 2007 г. Отразявайки първоначалното проявление на този фактор, насочваме нашите търсения по линията развит пазар – DJIA към последващо отразяване на друг развит – DAX и развиващ се пазар – SOFIX. Изборът на DJIA е продиктуван от това, че той е един от първите възникнали индекси в щатската капиталова търговия, отразяващ динамиката на основни за икономиката на страната компании. Индексът и досега е запазил своето значение на основен показател за борсовата търговия в САЩ. Трябва да отчетем също, че той е и ценово притеглен индекс, като по този начин отразява в своята динамика в най-голяма степен крайностите на флукуация на цените на включените акциите вследствие на отразяваната пазарна информация в условията на кризисно влияние.

Включването на индекса DAX е провокирано от това, че той е най-значимата и с най-висок БВП икономика в рамките на континентална Европа, която е основен износител в международен план и в резултат от това е относително по-чувствителна на процесите на динамика в стопанската активност в глобален мащаб.

Изборът на българския индекс се прави с разбирането, че това е първият възникнал борсов индекс у нас, отразяващ основни за националната ни икономика компании. Като такъв той се характеризира не само като основен измерител на капиталовата търговия, но и като притежаващ най-голям обем от дневни наблюдения, което ни дава възможност за по-обективно иконометрично моделиране.

Данните, използвани при изследването, обхващат дневните стойности на борсовите индекси SOFIX, DAX и DJIA за периода 03.01.2005 – 28.12.2009 г. и получената на тяхна база възвръщаемост по формулата  $r_t = \log\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)$ ,

където  $I_t$  е стойността на дадения индекс за деня  $t$ . Използването на логаритъм от съотношения между стойностите на индекса за определяне на възвръщаемостта се налага от една страна, от финансовата ѝ същност, а именно определянето ѝ на база съотношения (частно) между две стойности от индекса, реализирани в два съседни периода, и от друга страна от отразяването на факта, че финансовите активи не могат да имат отрицателни цени (стойности). Разглежданият период е разделен на два подпериода със следната продължителност: Период 1 – от 04.01.2005 до 22.12.2006 г. и Период 2 – от 02.01.2007 до 28.12.2009 г. Общо са използвани 1242 наблюдения (Период 1 – 500, Период 2 – 742). Условно двата периода могат да бъдат определени като предкризисен (Период 1) и кризисен (Период 2). Разграничението между тях се прави към началото на 2007 г. поради различните моменти на отразяване на финансовата криза на трите изследвани пазара. Това налага разделението между двата периода на изследване да се приложи към началото на 2007 г., така че да се обхване в пълнота настъпването на финансовата криза включвайки времето непосредствено преди, първоначалното проявление и достигнатото дъно. Взема се предвид необходимият времеви лаг за отразяване от щатския към европейския пазар в неговите две проявления, отразени тук – развит (германския) и развращащ се пазар (българския).

Изхождайки от развиващия се от изследваните пазари и неговия индекс SOFIX, постигаме съвместимост между данните за дневната възвръщаемост от изследваните индекси, като от данните за DJIA и DAX са премахнати дневните възвръщаемости за дните, които са били нетърговски (празнични) за българския капиталов пазар. За дните, които са били търговски за българския, но не за американския и съответно германски капиталов пазар, са използвани данните за последния търговски ден на съответния небългарски пазар. Това се прави с разбирането, че информационното съдържание и оттам въздействие на небългарските капиталови пазари спрямо българския е изразено в последната стойност на DJIA, съответно DAX, която в този случай е константна за търговските дни на нашия пазар при положение на липсваща търговия на дадения небългарски капиталов пазар. По този начин броят на наблюденията за всеки изследван период е равен както за SOFIX, така и за DJIA и DAX.

Отчитайки факта, че анализираният пазари се позиционират в обширен географски мащаб, не можем да не отчетем фактора часови зони и неговото влияние върху точността на иконометричното моделиране. Макар и функционирайки в различни часови зони, съществува интервал от време, в който и трите капиталови пазара работят едновременно в момент  $t$ , натрупвайки информация и осъществявайки информационен обмен помежду си. Трябва да отбележим, че европейските пазари затварят преди щатския и така до последно могат да отразяват динамиката на DJIA и да я включват в стойността на индексите си, а именно стойностите при затваряне са тези,

които се използват при това изследване. Щатският пазар продължава да работи и акумулира информационно съдържание и след като европейските пазари са затворили, информация, която не може да бъде отразена в момента  $t$  за тях, а в момент  $t+1$  и последващи. Ако приемем, че вследствие на часовите зони на работа само част от информационното съдържание в момент  $t$  на щатския пазар се отразява в същия момент на европейските пазари, а останалата част в следващия лаг  $t+1$ , то в даден момент  $t$  на европейските индекси ще се отразява както сегашната информация от DJIA, така и информационното съдържание от лаг  $t-1$ . Последният отразява минала стойност на индекса DJIA, която е обхваната от иконометричното моделиране и е отчетена както при анализиранияте корелации, така и при прилаганите модели на възвръщаемостта и променливостта. Използваните в иконометричните модели стойности на DJIA са в размерност, отразяваща минали периоди до десет лага назад спрямо момент  $t$  и като такива са отразили в пълнота своето информационно влияние върху европейските индекси. Приложението на DJIA като обясняваща променлива спрямо възвръщаемостта и променливостта на SOFIX е направено при лагове  $t-5$  и  $t-1$ , където е постигната най-висока степен на корелация спрямо момента  $t$  за българския индекс. За индекса DAX към момент  $t$  е измерена най-висока корелация спрямо DJIA при момент  $t$  и за двата периода на изследване. Факторът часови зони в този случай не можем да определим като доминиращ и определящ точността на иконометричното моделиране. Тъй като, ако по-голяма част от информационното въздействие на DJIA към даден момент  $t$  се отразява от DAX в последващия  $t+1$ , то тогава във всеки един момент  $t$  за DAX по-голямо значение би имала тази част от информацията, идваща от предходния период на щатския индекс – положение, което би намерило израз при момент  $t$  в по-висока степен на корелация на възвръщаемостта от DAX спрямо тази от DJIA от лаг  $t-1$ , което не се регистрира от емпирично установените стойности на корелация при различни лагове на измерване.

Установяването на преки взаимовръзки между стойностите на възвръщаемост от изследваните индекси можем да постигнем чрез регистриране на корелацията между тях. Изхождайки от заложеното в това изследване търсене на информационни въздействия между индексите и презумирайки формиращото влияние на американския, при определяне на корелацията на възвръщаемостите им, представяме нейните стойности десет лага назад във времето по отношение на индекса DJIA спрямо дадена стойност в момента  $t$  на индексите SOFIX и DAX.

За да установим и измерим конкретното влияние на DJIA и DAX спрямо SOFIX, ще използваме модел на възвръщаемостта, прилаган спрямо данните от индекса SOFIX, разширен с допълнителен член, който отразява последователно възвръщаемостта от индексите DJIA и DAX. По отношение на променливостта ще се използва експоненциалният модел на генерализираната авторегресионна условна хетероскедастичност (GARCH) – EGARCH (Nelson, 1991), ползващи Стюдънт –  $t$  – разпределение. Ползите от приложението този



модел са представени и застъпвани в множество емпирични изследвания, например на Нелсон (Nelson, 1989, 1991), Пагана и Шверт (Pagan and Schwert, 1990) и Хетчел (Hentschel, 1995).

Можем да представим модела на възвръщаемостта по следния начин:

$$Y_t = C + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t + \phi_2 X_{t-n},$$

където :

$C$  е регресионна константа;

$Y_{t-1}$  – възвръщаемостта от индекса SOFIX в момента  $t-1$ ;

$\phi_1$  и  $\phi_2$  – регресионни коефициенти;

$X_{t-n}$  – възвръщаемостта от индекса DJIA или DAX в размерност  $t-n$ , отразяваща лага, при който се постигат най-високи стойности на корелация с SOFIX.

Моделът EGARCH ( $p, q$ ) изразява условната променливост на смущенията  $\varepsilon_t$  с отчитане на лийверидж ефекта при допускане за Студънт –  $t$  разпределение:

$$\log h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \log h_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \left[ \frac{|\varepsilon_{t-j}|}{h_{t-j}} - E \left\{ \frac{|\varepsilon_{t-j}|}{h_{t-j}} \right\} \right] + \sum_{j=1}^q \gamma_j \left( \frac{\varepsilon_{t-j}}{h_{t-j}} \right),$$

където:

$$E \left\{ \frac{|\varepsilon_{t-j}|}{h_{t-j}} \right\} = E \left( \frac{|\varepsilon_{t-j}|}{h_{t-j}} \right) = \sqrt{\frac{v-2}{\pi}} \frac{\Gamma\left(\frac{v-1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)}$$

Със степен на свобода  $v > 2$

Информационната ефективност като показател ще бъде установена от величината на коефициента на постоянство, определящ влиянието на смущенията от предходни периоди върху променливостта в изследвания период. При асиметричния модел EGARCH ( $p, q$ ) това се представя

посредством коефициента –  $\beta_i$ . Високи стойности на този коефициент биха показвали ниска информационна ефективност, изразяваща се в по-бавно инкорпориране на информацията на пазара и обратно при ниски негови стойности. Определянето на показателя „информационна ефективност” се прави съгласно хипотезата за ефективните пазари. Измерването на информационната асиметрия като показател, т.е. измерването на асиметричното приспособяване на модела EGARCH( $p, q$ ), се осъществява посредством коефициента  $\gamma_j$ . От анализа на тези стойности можем конкретно да измерим влиянието върху променливостта на различните видове информационно въздействие и да оформим изводи по отношение на асиметричното приспособяване на променливостта спрямо тях.

Коректността изисква да отбележим, че въпросната формулировка на понятието „информационна асиметрия” се прави от гледна точка на утвърдената иконометрична методология, базирана на моделите от типа GARCH. Тази формулировка е установена както от авторите на въпросните иконометрични модели, така и от многобройните емпирични изследвания, отразяващи тяхното приложение. Поради това разглеждаме понятието „информационна асиметрия” като измерител на различното като сила и знак на влияние отразяване в иконометричните модели на пазарната информация предизвикваща положително или отрицателно изменение на възвръщаемостта и променливостта от дадения индекс. Така става възможно да се оцени и различната като знак и големина реакция на изследвания пазар при отразяването на различните информационни влияния върху него.

#### 4. Емпирично изследване

##### 4.1. Корелация

Резултатите от проверките на корелацията при използваната в изследването схема на интервали от стойностите на възвръщаемост от разглежданите индекси е представена на табл. 1, 2 и 3.

За Период 1, характеризиращ се с наличието на положителна динамика на възвръщаемостта от изследваните индекси, данните за корелация помежду им насочват към формиране на позиция за липсата на изразено и насочено информационно взаимодействие между тях. По време на предкризисния Период 1 SOFIX показва по-слаба информационна ефективност спрямо DJIA и DAX, изразяваща се в по-продължително отразяване на информацията от тях – максималната стойност на корелация е регистрирана в лаг 5, което се потвърждава и от наблюдаваните отрицателни стойности на корелация, маркиращи отминало информационно въздействие спрямо SOFIX. Максималните отрицателни стойности са постигнати при лагове, предхождащи тези с най-висока положителна корелация, което маркира по-дълъг период на въздействие на информацията върху SOFIX вследствие на

нуждата от повече време, за да могат новите формиращи информационни въздействия от DJIA и DAX да бъдат отразени в условията на положителни тенденции на развитие на изследваните индекси. Трябва да отбележим, че стойностите на максимална отрицателна корелация се реализират за DJIA и DAX съответно за лаг 3 и  $t$ . Това наблюдение не може да свидетелства за по-силно информационно въздействие на DAX, а по-скоро отразява факта, че влиянието на DJIA спрямо DAX се „изчерпава“ до лаг 4 (най-ниска стойност на отрицателна корелация между DJIA и DAX), а най-висока стойност на корелацията и за двата индекса спрямо българския е в лаг 5. Тъй като за предкризисния Период 1 имаме сходни степени на въздействие на DJIA и DAX върху SOFIX както като абсолютни стойности, така и като лаг на максимална проявена корелация, не можем да оформим мнение за водещо информационно въздействие на един от двата индекса. За лаг  $t$  и при двата индекса се отчита отрицателна стойност на корелация, като се наблюдава засилено влияние на DJIA след лаг 4, заемащо относително по-високи стойности на корелация спрямо същите на DAX. Това подкрепя тезата за дългосрочно влияние на американския индекс и по-слаба информационна ефективност на SOFIX спрямо DJIA и DAX в условията на предкризисния период с преобладаващи положителни информационни влияния.

Таблица 1  
Корелация между стойностите на индексите SOFIX, DJIA и DAX за Период 1

Период 1	$SOFIX_t$	$SOFIX_t$	
$DJIA_t$	-0.0026	-0.0323	$DAX_t$
$DJIA_{t-1}$	0.0028	0.0184	$DAX_{t-1}$
$DJIA_{t-2}$	0.0197	-0.0175	$DAX_{t-2}$
$DJIA_{t-3}$	-0.0307	0.0331	$DAX_{t-3}$
$DJIA_{t-4}$	0.0545	0.0351	$DAX_{t-4}$
$DJIA_{t-5}$	0.0670	0.0677	$DAX_{t-5}$
$DJIA_{t-6}$	0.0240	0.0188	$DAX_{t-6}$
$DJIA_{t-7}$	0.0505	0.0572	$DAX_{t-7}$
$DJIA_{t-8}$	0.0524	0.0048	$DAX_{t-8}$
$DJIA_{t-9}$	0.0327	0.0156	$DAX_{t-9}$
$DJIA_{t-10}$	0.0316	0.0359	$DAX_{t-10}$

Таблица 2

Корелация между стойностите на индексите SOFIX, DJIA и DAX за Период 2

Период 2	$SOFIX_t$	$SOFIX_t$	
$DJIA_t$	0.0679	0.2642	$DAX_t$
$DJIA_{t-1}$	0.3851	0.2802	$DAX_{t-1}$
$DJIA_{t-2}$	-0.0021	0.0167	$DAX_{t-2}$
$DJIA_{t-3}$	-0.0253	-0.0344	$DAX_{t-3}$
$DJIA_{t-4}$	0.0186	0.0852	$DAX_{t-4}$
$DJIA_{t-5}$	0.0708	0.0879	$DAX_{t-5}$
$DJIA_{t-6}$	0.0283	0.0082	$DAX_{t-6}$
$DJIA_{t-7}$	0.0277	0.0635	$DAX_{t-7}$
$DJIA_{t-8}$	0.0294	0.0124	$DAX_{t-8}$
$DJIA_{t-9}$	0.0403	-0.0323	$DAX_{t-9}$
$DJIA_{t-10}$	0.0284	0.0267	$DAX_{t-10}$

Таблица 3

Корелация между стойностите на индексите DAX и DJIA

Период 1	$DAX_t$	$DAX_t$	Период 2
$DJIA_t$	0.4942	0.6191	$DJIA_t$
$DJIA_{t-1}$	0.2098	0.2284	$DJIA_{t-1}$
$DJIA_{t-2}$	-0.0129	-0.1062	$DJIA_{t-2}$
$DJIA_{t-3}$	0.0071	-0.0137	$DJIA_{t-3}$
$DJIA_{t-4}$	-0.0455	0.0358	$DJIA_{t-4}$
$DJIA_{t-5}$	0.0320	-0.0214	$DJIA_{t-5}$
$DJIA_{t-6}$	-0.0356	-0.0113	$DJIA_{t-6}$
$DJIA_{t-7}$	0.0088	0.0050	$DJIA_{t-7}$
$DJIA_{t-8}$	-0.0874	0.0590	$DJIA_{t-8}$
$DJIA_{t-9}$	-0.0327	-0.0014	$DJIA_{t-9}$
$DJIA_{t-10}$	0.0282	-0.0071	$DJIA_{t-10}$

Таблица 4  
Най-високи наблюдавани положителни и отрицателни стойности на корелацията между стойностите на възвръщаемост от индексите:

а) SOFIX и DJIA

Периоди	Положителни стойности		Отрицателни стойности	
	Лагове	Стойност на корелация	Лагове	Стойност на корелация
1	5	0.0670	3	-0.0307
2	1	0.3851	3	-0.0253

б) SOFIX и DAX

Периоди	Положителни стойности		Отрицателни стойности	
	Лагове	Стойност на корелация	Лагове	Стойност на корелация
1	5	0.0677	t	-0.0323
2	1	0.2802	3	-0.0344

в) DAX и DJIA

Периоди	Положителни стойности		Отрицателни стойности	
	Лагове	Стойност на корелация	Лагове	Стойност на корелация
1	t	0.4942	4	-0.0455
2	t	0.6191	2	-0.1062

За Период 2, характеризиращ се с развитието на глобалната финансова криза, данните за корелацията между изследваните индекси насочват към водещата в информационно отношение роля на DJIA спрямо DAX и SOFIX и по-силно влияние на DJIA пред DAX спрямо SOFIX. Доказателства за това са следните:

- Най-високата стойност на корелация е регистрирана за лаг  $t$  между DJIA и DAX и е равна на значимите 0.6191 при най-висока отрицателна за лаг 3 0.1062. Наличието на толкова къс интервал между двете крайни стойности на корелация показва много високо ниво на информационна ефективност между двата индекса, водещо до бързото инкорпориране на информацията и до наличието на голяма синхронност при изменението на възвръщаемостта от тях.
- Индексът SOFIX показва най-висока абсолютна стойност на корелация за лаг  $t-1$  с индекса DJIA, равна на 0.3851. Същият показател, свързан с DAX, има стойност 0.2802. Сравнението на максималните стойности на корелация на SOFIX с DJIA и DAX в абсолютно изражение показва по-висока с 0.1049 стойност на корелация в посока към американския индекс.
- Можем да съдим за по-силната информационна ефективност на SOFIX спрямо DJIA и от това, че при SOFIX още в първите лагове се инкорпорира информацията от DJIA, след което се губи силата на въздействие. Това се вижда от относително високите положителни стойности на корелация до лаг  $t-1$  и последвалите отрицателните стойности до лаг  $t-3$ . По отношение на въздействието на DAX регистрираме по-постепенното

отразяване на информацията от SOFIX, изразяващо се в положителни и за първите два лага много близки стойности на корелация до достигане на лаг  $t-3$ .

- След лаг  $t-5$  се наблюдават само положителни и с по-висока абсолютна големина стойности на корелация между SOFIX и DJIA, отколкото между българския индекс и DAX. Макар тези стойности да са значително по-малки от реализираните при по-ниските лагове, те показват наличието на изразена дългосрочна тенденция към синхронност между SOFIX и DJIA. Ефектът на информационно влияние на DAX спрямо SOFIX се ограничава в по-краткосрочен план до лаг  $t-3$  при липсата на изразена дългосрочна тенденция след този лаг. Стойностите на корелация между DJIA и DAX след лаг  $t-5$  показват относително високо колебание, водещо до невъзможността да се формира категорична дългосрочна тенденция, каквато в краткосрочен план наблюдаваме при по-ниските лагове.
- За лаг  $t$  корелацията между SOFIX и DAX  $-0.2642$  е значително по-висока от тази с DJIA  $-0.0679$ . При равни други условия това би предположило наличието на по-силно и последователно информационно въздействие на DAX спрямо SOFIX в противовес на застъпваната теза за водеща информационна роля на DJIA. Обяснението можем да намерим в стойността на корелация на  $DAX_t$  и  $DJIA_{t-1}$ , равна на  $0.2284$ , и на  $SOFIX_t$  и  $DAX_t - 0.2642$ . Както се вижда, това са две относително близки стойности, водещи до заключението, че в момента  $t$  влиянието на германския спрямо българския индекс може да се обясни с това, че той изпълнява ролята на трансферен механизъм спрямо SOFIX на информационното въздействие (тенденцията) на DJIA от лаг  $t-1$ . Потвърждение за водещата роля на информацията от  $DJIA_{t-1}$  намираме и при стойността на корелация между  $SOFIX_t$  и  $DAX_{t-1}$ , равна на  $0.2802$ . Отчитайки високата взаимовръзка между  $DAX_t$  и  $DJIA_t - 0.6191$ , то за  $SOFIX_t$  стойностите на  $DAX_{t-1}$  отразяват в най-голяма степен информацията от DJIA от същия лаг, съответно  $-DJIA_{t-1}$ . Така приемайки детерминиращото значение на информацията от  $DJIA_{t-1}$  за индекса SOFIX и отчитайки възможността SOFIX да следва DAX в качеството му на носител на пазарните тенденции от DJIA, можем да обясним наблюдаваните относително много близки стойности на корелация между SOFIX и DAX за моменти  $t$  и  $t-1$ .
- Ниската стойност на корелация между SOFIX и DJIA в момент  $t$  в сравнение със същата, регистрирана между DAX и DJIA, е резултат от слабата информационна ефективност според ХЕП на българския индекс. Следвайки по-силно тенденциите на развитие на щатския капиталов пазар в

условията на криза, SOFIX по-бързо и в по-голяма степен инкорпорира отрицателните новини от DJIA. Този процес на по-силна реакция е с такова проявление, че когато в момента  $t$  информацията от щатския пазар достигне българския, той вече е включил в голяма степен от предходен период, че в момента  $t$  се отразява само част от нея – за това свидетелстват и ниските стойности на корелация в момент  $t$  между SOFIX и DJIA. Най-високата стойност на корелация, реализирана в момента  $t - 1$ , потвърждава горното твърдение, като показва по-силното следване на тенденции пред моментни състояния на динамика на възвръщаемостта от DJIA. В този аспект на анализ можем да посочим, че индексът DAX отразява информационните въздействия на DJIA като високоинформационно ефективен пазар според ХЕП. Вследствие на това той реагира най-силно на нова за него информация (лаг  $t$ ) и в по-малка степен на тенденции (лагове  $t - n$ ). Така можем да обясним и голямата разлика между стойностите на корелация в момент  $t$  при DJIA и DAX и при SOFIX и DAX – съответно 0.6191 и 0.2642.

#### 4.2. Автокорелация и GARCH ефекти при данните за възвръщаемостта от SOFIX

В процеса на търсене на взаимодействие между възвръщаемостите от SOFIX и другите изследвани индекси се поставя въпросът за неговата сила на фона на относително ниските стойности на коефициента на корелация. Най-високата абсолютна стойност на корелация за SOFIX през изследваните периоди е реализираната през Период 2 при лаг за щатския индекс  $t - 1$ , равна на 0.3851. Не можем да определим това като показател за висока степен на корелация, особено ако сравним с най-голямата стойност на корелация между DJIA и DAX за същия период – 0.6191. Такъв резултат може да се интерпретира, когато се отнесе към същността на коефициента на корелация, който се базира на корелационния коефициент на Пиърсън, предполагащ линейна връзка между две променливи. В този случай коефициентът на корелация би бил полезен показател за взаимосвързаността между двата индекса, но ако връзката между тях е нелинейна, тогава той не би могъл цялостно да я обхване. Така се стига до положение, при което коефициентът на корелация показва ниски стойности, но всъщност взаимосвързаността е по-голяма между двата индекса. Аналогично наблюдение ни представя Йорданов (2008) по отношение на българския капиталов пазар и външни за него пазари, включващи регионални както хърватския, румънския, македонския, така и Dow Jones STOXX EU Enlarged TMI и MSCI Eastern Europe. Анализът на корелационните коефициенти измежду индексите на тези пазари и българския индекс SOFIX показва много ниски стойности на взаимосвързаност, но също е представена доходността от българския индекс, която се движи в синхрон с доходността на другите индекси за периода 01.06.2007 – 01.06.2008 г. Това предполага съществуването на взаимосвързаност между доходностите от тези пазари, която не е обхваната от линейния характер на коефициента на корелация.

Ако съществуват нелинейните зависимости, биха опровергали тезата за случайно блуждаене на цените на финансовите активи и съгласно ХЕП биха определили пазара като слабо информационно ефективен. За установяване наличието на нелинейните зависимости при възвръщаемостта и променливостта от индекса SOFIX прилагаме два теста: Лjung-Бокс тест (Ljung-Box Q-statistic test) – установяване на автокорелации при възвръщаемостта, и ARCH тест на Енгъл – установяване на нелинейни зависимости при променливостта.

Количественото представяне на резултатите от провеждането на тези тестове по отношение на възвръщаемостта от индекса SOFIX за изследваните периоди е отразено на табл. 5. Провеждането на теста Ljung-Box Q-statistic е проведено при изследването на данните за възвръщаемостта  $r_t$  и на възвръщаемостта повдигната на квадрат  $r_t^2$ .

Прилагането на нелинейният тест – Ljung-Box Q-statistic и резултатите от него (табл. 5) показват отхвърлянето на нулевата хипотеза, твърдяща, че не съществуват статистически съществена автокорелация. Съпоставянето на Q-statistic статистиката с критичните стойности, определени на база кси-квадрат разпределение, категорично приемат алтернативната хипотеза за наличие на статистически значими автокорелации. Тези резултати са съвместими с изследванията на развитите и развиващите се капиталови пазари, където също се наблюдава статистически значима автокорелация в доходността на борсовите индекси. Провеждането на теста Ljung-Box Q-statistic е осъществено при изследване на данните за възвръщаемостта  $r_t$  и на възвръщаемостта, повдигната на квадрат  $r_t^2$ .

Таблица 5

Резултати от проведените тестове на Ljung-Box Q-statistic при данните за възвръщаемостта от индекса SOFIX при 0,05 ниво на значимост

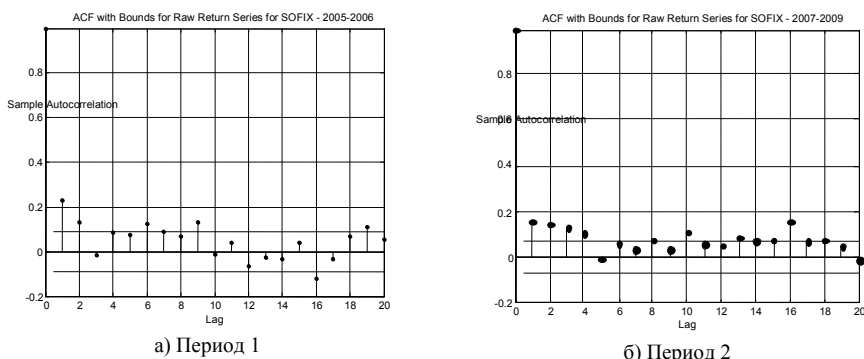
Периоди	Лаг	1	2	6	12	18	24	
Период 1	$r_t$	AC	0.2297	0.1316	0.1263	-0.0638	0.0674	-0.0488
		Qs	26.4864	35.1956	50.1614	68.6219	80.7092	92.4662
		pV	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
		CV	3.8415	5.9915	12.5916	21.0261	28.8693	36.4150
	$r_t^2$	AC	0.4286	0.1962	0.2049	0.0819	0.2217	0.0441
		Qs	92.2171	111.5816	194.5637	272.6168	390.1623	415.2647
		pV	0	0	0	0	0	0
		CV	3.8415	5.9915	12.5916	21.0261	28.8693	36.4150
Период 2	$r_t$	AC	0.1609	0.1495	0.0610	0.0509	0.0805	0.0320
		Qs	19.2499	35.8998	59.3087	79.6590	121.3274	132.3112
		pV	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0	0.0000
		CV	3.8415	5.9915	12.5916	21.0261	28.8693	36.4150
	$r_t^2$	AC	0.3684	0.4200	0.2370	0.1247	0.0788	0.0829
		Qs	101.0000	232.4172	452.9664	538.6174	617.3089	636.2868
		pV	0	0	0	0	0	0
		CV	3.8415	5.9915	12.5916	21.0261	28.8693	36.4150



Графичното представяне на автокорелациите на данните за възвръщаемостта  $r_t$  и на възвръщаемостта, повдигната на квадрат  $r_t^2$  от индекса SOFIX (фиг. 1 и 2) насочват към формиране на следните заключения:

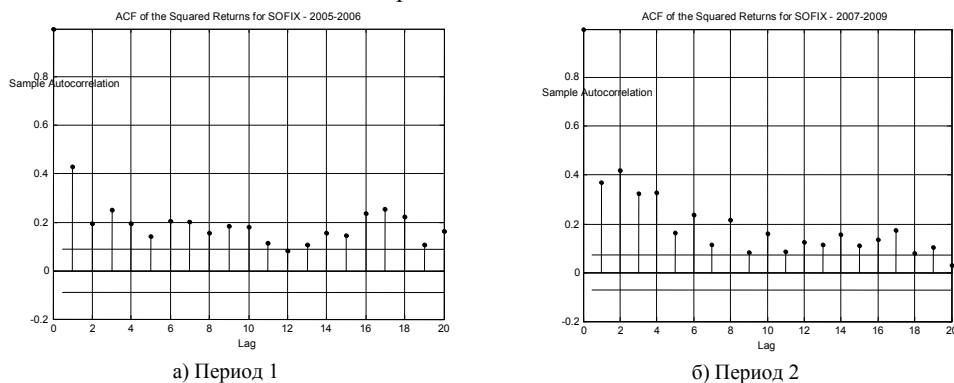
Фигура 1

Графики на авторегресионните функции (ACF) на възвращаемостта от индекса SOFIX



Фигура 2

Графики на авторегресионните функции(ACF) на възвращаемостта повдигната на квадрат от индекса SOFIX



- Установи се наличие на статистически значими автокорелациите при  $r_t$  и  $r_t^2$  в противоречие на ХЕП и маркиращи SOFIX като информационно неефективен и за двата периода на изследване.
- На базата на установените тенденции на корелация между разглежданите индекси можем да свържем наличието през Период 2 на засилена корелация между DJIA и SOFIX с регистрирането на повишено спрямо Период 1 проявление на автокорелации при българския индекс. В предкризисния Период 1 статистически значима автокорелация се наблюдава последователно до лаг 2 и в други шест лага – 4, 6, 7, 9, 16, 19, като стойността на автокорелация за лаг 1 е най-висока и за двата изследвани периода. *Отчитайки тези наблюдения и факта, че съществува*

поредица от редуващи се положителни и отрицателни стойности, можем да заключим, че през Период 1 регистрираната автокорелация е израз по-скоро на моментни състояния на взаимосвързаност на стойностите на възвръщаемостта, отколкото на тенденция на влияние, водеща до формиране на дългосрочни зависимости. Ясно насочена тенденция при възвръщаемостта можем да отбележим през Период 2. Регистрират се статистически значими последователни стойности на автокорелация до лаг 4, последвани от 8 други - лагове 8, 10, 13, 14, 15, 16, 17 и 18. Всички стойности на автокорелация през този период са преобладаващо положителни. Можем да заключим, че през кризисния Период 2 възвръщаемостта следва категорична и дългосрочна тенденция на развие, което определя SOFIX според ХЕП като информационно по-неефективен спрямо демонстрираното през Период 1. Заклученията, направени на базата на наблюдаваните автокорелации за  $r_t$ , се потвърждават и от показаното за  $r_t^2$ .

Проверка за наличието на нелинейни зависимости при променливостта се постига чрез отчитане на авторегресиите на остатъците  $\varepsilon_t$  от модела на възвръщаемостта, за което се прилага ARCH тест на Енгъл (Engle, R. F. (1982)). Резултатите от провеждането на този тест (табл. 6) ни дават основание да отхвърлим нулевата хипотеза, която предполага, че всички  $\varepsilon_t$  са независими и идентично нормално разпределени с  $N(0, \sigma^2)$ , т.е. не съществуват корелации между остатъците. Доказаното по този начин присъствие на ARCH-ефекти и установените преди това статистически значими автокорелации изразяват наличието на нелинейни зависимости между стойностите на променливостта и възвръщаемостта от SOFIX. Така можем при условие на доказано информационно въздействие от страна на DJIA и DAX да изследваме до каква степен тези нелинейни зависимости се обясняват от влиянието на въпросните индекси.

Таблица 6

Резултати от проведените ARCH тестове на Енгъл при данните за остатъците  $\varepsilon_t$  от модела на възвръщаемостта при индекса SOFIX

	Лag	1	2	6	12	18	24
Период 1	ARCH – stat	81.7450	81.9475	105.6209	109.6435	126.2178	143.9475
	pV	0	0	0	0	0	0
	CV	3.8415	5.9915	12.5916	21.0261	28.8693	36.4150
Период 2	ARCH – stat	103.0300	168.1993	193.2265	201.7080	214.4056	228.4958
	pV	0	0	0	0	0	0
	CV	3.8415	5.9915	12.5916	21.0261	28.8693	36.4150

Установяването на наличието на нелинейни зависимости е важно и защото най-простата и известна форма на нелинейност в иконометрията е тази, която се появява, когато наблюдаваните променливи в линеен регресионен модел се

трансформирани така, че да отчитат авторегресията от първи ред на остатъците  $\varepsilon_t$ . Това се осъществява чрез приложението на моделите от семейството на авторегресионата условна хетероскедастичност ARCH. По този начин тестването за наличие на нелинейни зависимости би могло да се разглежда като тестване за пригодност на дадените финансови данни за моделиране чрез ARCH модели.

#### *4.3. Приложение и изчисляване на моделите EGARCH*

##### 4.3.1. Определяне на оптималния размер на лаговете $P$ и $Q$ за моделите EGARCH

За определянето на размера на лаговете  $P$  и  $Q$  се използват два теста – Likelihood ratio hypothesis test (LRHT) и Akaike information criteria (AIC).

Тестът LRHT приема за нулева хипотеза модела, който е ограничен по отношение на своята структура или параметри в сравнение с модела при алтернативната хипотеза, който е по-сложният от двата както по структура, така и по брой параметри. Използвани са нива на значимост, равни на 0.05 при използване на нормално и  $t$  разпределение на сравняваните модели. Прилаганите степени на свобода при изчисляването на теста се определят от броя на ограниченията на параметрите на модела в нулевата хипотеза.

Резултатите от проведените LRHT за съответните изследвани индекси, периоди и тестовата статистика са представени на табл. 7 и 8. От тези данни можем да заключим, че най-успешно моделиране на входящите данни за възвръщаемостта от индексите SOFIX и DAX ни дават следните комбинации на лагове  $P$  и  $Q$ , приложени към използваните в това изследване EGARCH модели:

За SOFIX

- Период 1 и 2 – EGARCH (2,2) –  $t$ -разпределение

За DAX

- Период 1 – EGARCH (1,1) –  $t$ -разпределение
- Период 2 – EGARCH (2,2) –  $t$ -разпределение

При данните за индекса SOFIX за Период 1 тестът LRHT показва предимство на модела EGARCH(1,2) в противоречие със селектирания модел EGARCH(2,2) чрез теста AIC. В случая не става дума за провировечие, обяснението идва от това, че тестът LRHT разглежда резултатите от двата модела като много близи и отдава претпочитания на по-простия от гледна

точка на брой членове, а именно – EGARCH(1,2). Певъзходството на крайноселектирания модел EGARCH(2,2)-t се доказва и от теста LRHT, приложен както към EGARCH(1,2), така и спрямо EGARCH(2,2).

Таблица 7

Резултати от прилагането на тестовите Likelihood ratio hypothesis test и Akaike (AIC) information criteria спрямо селектираните EGARCH модели обхващащи данните от индекса SOFIX

За данните от индекса SOFIX				
Akaike Information Criterion for estimated model				
Период 1	EGARCH (1,1)	EGARCH (1,2)	EGARCH (2,1)	EGARCH (2,2)
AIC	-3.4508e+003	-3.4611e+003	-3.4539e+003	-3.4615e+003
	EGARCH (2,2) – нормално разпределение		EGARCH (2,2) - <i>t</i> -разпределение	
AIC	-3.4615e+003		-3.4835e+003	
Период 2	EGARCH (1,1)	EGARCH (1,2)	EGARCH (2,1)	EGARCH (2,2)
AIC	-4.1111e+003	-4.1086e+003	-4.1096e+003	-4.1129e+003
	EGARCH (2,2) – нормално разпределение		EGARCH (2,2) - <i>t</i> -разпределение	
AIC	-4.1129e+003		-4.1315e+003	
Likelihood ratio hypothesis test				
	H	pValue	Stat	Critical Value
Период 1				
$H_0 = \text{EGARCH}(1,1); H_1 = \text{EGARCH}(2,2)$	$H_1 = \text{EGARCH}(2,2)$	0.0000	16.6250	3.8415
$H_0 = \text{EGARCH}(1,2); H_1 = \text{EGARCH}(2,2)$	$H_0 = \text{EGARCH}(1,2)$	0.1257	2.3451	3.8415
$H_0 = \text{EGARCH}(2,1); H_1 = \text{EGARCH}(2,2)$	$H_1 = \text{EGARCH}(2,2)$	0.0007	11.5542	3.8415
$H_0 = \text{EGARCH}(1,2); H_1 = \text{EGARCH}(2,2)-t$	$H_1 = \text{EGARCH}(2,2)-t$	0.0000	26.4124	3.8415
$H_0 = \text{EGARCH}(2,2); H_1 = \text{EGARCH}(2,2)-t$	$H_1 = \text{EGARCH}(2,2)-t$	0.0000	24.0674	3.8415
Период 2				
$H_0 = \text{EGARCH}(1,1); H_1 = \text{EGARCH}(2,2)$	$H_1 = \text{EGARCH}(2,2)$	0.0052	7.8039	3.8415
$H_0 = \text{EGARCH}(1,2); H_1 = \text{EGARCH}(2,2)$	$H_1 = \text{EGARCH}(2,2)$	0.0120	6.3037	3.8415
$H_0 = \text{EGARCH}(2,1); H_1 = \text{EGARCH}(2,2)$	$H_1 = \text{EGARCH}(2,2)$	0.0068	7.3137	3.8415
$H_0 = \text{EGARCH}(2,2); H_1 = \text{EGARCH}(2,2)-t$	$H_1 = \text{EGARCH}(2,2)-t$	0.0000	20.5313	3.8415

Финално селектираните размери на лаговете  $p$  и  $q$  могат да очертаят една пълноначална индикация относно информационната ефективност на индексите SOFIX и DAX. През предкризисния Период 1 данните показват по-високата степен на информационна ефективност на DAX в сравнение със SOFIX, изразяваща се в липсата на по-дългосрочни автокорелационни зависимости, които обуславят необходимостта от отчитане на данни за период, по-дълъг от един лаг назад. За индекса SOFIX по-ясно откритите автокорелационни

зависимости намират израз в по-бавното отчитане на информацията от пазара и като следствие определят необходимостта при иконометричното моделиране да се ползват данни за няколко лага назад. За кризисния Период 2 наблюдаваме еднакви резултати, които могат да се обяснят и с наличието на общ кризисен фактор, оказващ сходно информационно влияние върху двата индекса. Друг важен факт е, че всички крайно селектирани модели използват  $t$ -разпределение, с което потвърждават установеното от емпиричните изследвания наличие на високоецесни разпределения с т.нар. дебели опашки на възвръщаемостта от капиталовите пазари и по отношение на изследваните индекси независимо тяхната степен на развитие. Това наблюдение и неговото отчитане при изследването на капиталовите пазари, и в частност индекса SOFIX, е важно по отношение на постигането на реалистични резултати от иконометричното изследване.

Таблица 8

Резултати от прилагането на тестовите Likelihood ratio hypothesis test и Akaike (AIC) information criteria спрямо селектираните EGARCH модели обхващащи данните от индекса DAX

За данните от индекса DAX				
Akaike Information Criterion for estimated model				
Период 1	EGARCH (1,1)	EGARCH (1,2)	EGARCH (2,1)	EGARCH (2,2)
AIC	-3.3701e+003	-3.3669e+003	-3.3689e+003	-3.3666e+003
	EGARCH (1,1) – нормално разпределение		EGARCH (1,1) - $t$ -разпределение	
AIC	-3.3701e+003		-3.3789e+003	
Период 2	EGARCH (1,1)	EGARCH (1,2)	EGARCH (2,1)	EGARCH (2,2)
AIC	-4.1236e+003	-4.1368e+003	-4.1216e+003	-4.1413e+003
	EGARCH (2,2) – нормално разпределение		EGARCH (2,2) - $t$ -разпределение	
AIC	-4.1413e+003		-4.1673e+003	
Likelihood ratio hypothesis test				
	H	pValue	Stat	Critical Value
Период 1				
$H_0 = \text{EGARCH}(1,1); H_1 = \text{EGARCH}(1,2)$	$H_0 = \text{EGARCH}(1,1)$	0.3724	0.7957	3.8415
$H_0 = \text{EGARCH}(1,1); H_1 = \text{EGARCH}(2,1)$	$H_0 = \text{EGARCH}(1,1)$	0.3830	0.7610	3.8415
$H_0 = \text{EGARCH}(1,1); H_1 = \text{EGARCH}(2,2)$	$H_0 = \text{EGARCH}(1,1)$	0.1134	2.5065	3.8415
$H_0 = \text{EGARCH}(1,1); H_1 = \text{EGARCH}(1,1)-t$	$H_1 = \text{EGARCH}(1,1)-t$	0.0010	10.8349	3.8415
Период 2				
$H_0 = \text{EGARCH}(1,1); H_1 = \text{EGARCH}(2,2)$	$H_1 = \text{EGARCH}(2,2)$	0.0000	23.7054	3.8415
$H_0 = \text{EGARCH}(1,2); H_1 = \text{EGARCH}(2,2)$	$H_1 = \text{EGARCH}(2,2)$	0.0107	6.5217	3.8415
$H_0 = \text{EGARCH}(2,1); H_1 = \text{EGARCH}(2,2)$	$H_1 = \text{EGARCH}(2,2)$	0.0000	23.7052	3.8415
$H_0 = \text{EGARCH}(2,2); H_1 = \text{EGARCH}(2,2)-t$	$H_1 = \text{EGARCH}(2,2)-t$	0.0000	27.9561	3.8415

Тестът АIC представя резултати, потвърждаващи постигнатото от LRHT.

#### 4.3.2. Изчисляване на селектираните модели

##### 4.3.2.1. Изчисляване на селектираните модели, отчитащи данните от индекса SOFIX и неотчитащи DJIA и DAX

Анализът на стойностите на коефициента на постоянство и лийверидж коефициента за моделите EGARCH ( $t$ ) отчитащи данните от индекса SOFIX и неотчитащи DJIA и DAX за периоди 1 и 2, показва предразположеността на българския капиталов пазар по-бързо и в по-голяма степен да реагира на отрицателни новини и противоположна реакция на положителните.

Таблица 9

Резултати от прилагането на модели EGARCH ползващи  $t$  – разпределение спрямо данните от индекса SOFIX неотчитащи и отчитащи данните от индекса DJIA

SOFIX	Период 1		Период 2	
	EGARCH (2,2) - $t$		EGARCH (2,2) - $t$	
	Без DJIA	с DJIA <sub><math>t-5</math></sub>	Без DJIA	с DJIA <sub><math>t-1</math></sub>
$C$ (T Statistic)	0.00062517 (2.6306)	0.00061926 (2.5960)	-0.00033985 (-0.7827)	-0.00063481 (-1.5013)
$\phi_1$	0.19301 (3.8791)	0.18952 (3.8106)	0.16228 (4.1561)	0.13948 (3.9444)
$\phi_2$	-	0.023822 (0.7348)	-	0.28447 (9.4265)
$\alpha_0$	-0.021547 (-0.8185)	-0.021441 (-0.8175)	-1.2909 (-3.4980)	-1.4858 (-3.6744)
$\beta_1$	1.6409 (11.2704)	1.6402 (11.2922)	0.11397 (0.6643)	0.17965 (0.9949)
$\beta_2$	-0.64304 (-4.4699)	-0.64229 (-4.4750)	0.73285 (4.4792)	0.64572 (3.7398)
$\alpha_1$	0.61041 (4.9262)	0.60895 (4.8602)	0.40767 (4.5194)	0.39884 (4.0265)
$\alpha_2$	-0.5705 (-4.8590)	-0.56937 (-4.8027)	0.52244 (5.3272)	0.54585 (5.1058)
$\gamma_1$	0.043123 (0.5490)	0.042726 (0.5396)	-0.024383 (-0.4735)	-0.016999 (-0.2966)
$\gamma_2$	-0.036328 (-0.4590)	-0.035918 (-0.4498)	-0.078187 (-1.4423)	-0.065072 (-1.0986)
Persistence	0,99786	0,99791	0,84682	0,82537
AIC	-3.4855e+003	-3.4840e+003	-4.1315e+003	-4.2032e+003

На база стойностите на коефициентите на постоянство могат да се оформят следните наблюдения по отношение на **информационната ефективност**. Регистрира се по-силна реакция на SOFIX на негативните новини, изразяваща

се в значимо намаляване на коефициента на постоянство през Период 2 в сравнение с Период 1 – от 0.99786 на 0.84682 (табл. 9). Тези данни показват повишена информационна ефективност на SOFIX, водеща до по-силна реакция на отрицателните новини и по-ранното им включване в стойностите на възвръщаемостта от SOFIX през кризисния Период 2 в сравнение с предкризисния Период 1. Можем да определим, че отчитането на информацията на пазара през Период 2 е така засилено, че голяма част от съдържанието ѝ е вече включено в стойностите на SOFIX, когато тя стане публично достояние в момента  $t$ .

Таблица 10

Резултати от прилагането на модели EGARCH ползващи  $t$  – разпределение спрямо данните от индекса SOFIX неотчитащи и отчитащи данните от индекса DAX

SOFIX	Период 1		Период 2	
	EGARCH (2,2) - $t$		EGARCH (2,2) - $t$	
	Без DAX	с $DAX_{t-5}$	Без DAX	с $DAX_{t-1}$
$C$ ( $T$ Statistic)	0.00062517 (2.6306)	0.00063712 (2.6808)	-0.00033985 (-0.7827)	-0.00056799 (-1.3258)
$\phi_1$	0.19301 (3.8791)	0.19335 (3.8767)	0.16228 (4.1561)	0.12465 (3.3424)
$\phi_2$	-	-0.0097335 (-0.4204)	-	0.16891 (6.0125)
$\alpha_0$	-0.021547 (-0.8185)	-0.022011 (-0.8180)	-1.2909 (-3.4980)	-1.3559 (-3.4344)
$\beta_1$	1.6409 (11.2704)	1.6399 (11.2612)	0.11397 (0.6643)	0.16286 (0.9189)
$\beta_2$	-0.64304 (-4.4699)	-0.64202 (-4.4629)	0.73285 (4.4792)	0.67706 (4.0600)
$\alpha_1$	0.61041 (4.9262)	0.6129 (4.9594)	0.40767 (4.5194)	0.38763 (4.1354)
$\alpha_2$	-0.5705 (-4.8590)	-0.57279 (-4.8960)	0.52244 (5.3272)	0.54324 (5.1941)
$\gamma_1$	0.043123 (0.5490)	0.04229 (0.5395)	-0.024383 (-0.4735)	-0.008121 (-0.1480)
$\gamma_2$	-0.036328 (-0.4590)	-0.035576 (-0.4504)	-0.078187 (-1.4423)	-0.08967 (-1.5633)
Persistence	0,99789	0,99788	0,84682	0,83992
AIC	-3.4855e+003	-3.4837e+003	4.1315e+003	4.1640e+003

За да отчетем наличието на **информационна асиметрия** за SOFIX при отразяването на положителни и отрицателни новини, трябва да разгледаме коефициентите на лийверидж на EGARCH моделите, неотчитащи възвръщаемостта от DJIA и DAX . Стойностите на този коефициент (Период 2

-0.10257 и Период 1 -0.006795), разглеждани като абсолютни показват разлика помежду им, равна на 0.095775, която би могла да се разглежда като стойност на информационна асиметрия. По-ясна представа за размера ѝ ни дава относителното процентно изражение. По време на възходящ тренд (Период 1) на възвръщаемостта от индексите реакцията на положителните новини от страна на променливостта на SOFIX е само 6.62% от тази, която би предизвикало отрицателното информационно въздействие върху същия показател. И обратно – инкорпорирането на отрицателните новини (Период 2) би предизвикало 93.38% по-силна реакция по отношение променливостта на българския индекс, отколкото положителните новини.

#### 4.3.2.2. Изчисляване на селектираните модели отчитащи данните от индекса SOFIX и включващи DJIA и DAX като обясняващи променливи

От представените на табл. 9 и 10 данни и на базата на резултатите от теста AIC можем да заключим следното:

- *Използването в модела на възвръщаемостта от SOFIX на член, отразяващ възвръщаемостта от DJIA, води до повишаване на неговата обяснителна сила за кризисния Период 2, но не и за предкризисния Период 1. Трябва да отбележим, че резултатите от теста AIC за Период 1 и моделите отразяващи и невъзвръщаемостта от DJIA, са много близки като стойности –  $-3.4855e+003$  и  $-3.4840e+003$ . Можем да генерализираме, че в период на криза (Период 2) и отрицателни информационни влияния възвръщаемостта от DJIA въздейства върху тази от SOFIX до такава степен, че се явява като обясняваща променлива, водеща до значително подобряване на обяснителната сила на иконометричните модели, които обхващат възвръщаемостта от българския индекс. Подобно влияние като наличие и интензитет не се наблюдава в предкризисния Период 1.*
- *Регистрирането на еднакви като проявление резултати от използването като обясняваща променлива на възвръщаемостта от DAX и DJIA спрямо SOFIX води до заключението за наличие на общ механизъм за отразяване на кризисните отрицателни информационни влияния на тези индекси спрямо българския и повдига въпроса за насочеността на това въздействие. Можем да определим, че спрямо българския индекс по-силно изразено влияние и съответно по-голямо значение за възвръщаемостта от SOFIX през кризисния Период 2 има възвръщаемостта от индекса DJIA. Основание за това твърдение ни дава тестовата AIC статистика, съответно за модела, отразяващ американския индекс –  $-4.2032e+003$ , и за модела, отразяващ DAX –  $-4.1640e+003$ , която дава ясно изразено предимство на щатския индекс.*
- *Доказателства за доминантно и формиращо влияние на DJIA спрямо DAX можем да намерим и в следните данни:*



1. Нивата на корелация между двата индекса заемат значими стойности и в двата периода на изследване с изразен акцент през кризисния Период 2, а именно за Период 1 – 0.4942 и за Период 2 – 0.6191.
2. Приложението в модела на възвръщаемостта от индекса DAX като обясняваща променлива на данните от DJIA води до значително подобряване на обяснителната сила на иконометричните модели на възвръщаемостта и променливостта от индекса DAX. Тестовата статистика от теста AIC (табл. 11) показва за Период 1 промяна от  $-3.3789e+003$  при неотчитане на DJIA на  $-3.4890e+003$  съответно при неговото отчитане, а за Период 2 от  $-4.1673e+003$  на  $-4.4541e+003$ .

Таблица 11

Резултати от прилагането на модели EGARCH ползващи  $t$  – разпределение спрямо данните от индекса DAX неотчитащи и отчитащи данните от индекса DJIA

DAX	Период 1		Период 2	
	EGARCH (1,1) - $t$		EGARCH (2,2) - $t$	
	Без DJIA	с DJIA	Без DJIA	с DJIA
$C$ (T Statistic)	0.001175 (3.3664)	0.00080004 (2.5202)	0.00014246 (0.3152)	0.00035313 (0.9793)
$\phi_1$	-0.060124 (-1.3068)	-0.074688 (-1.8752)	-0.0034487 (-0.1127)	0.020552 (0.6447)
$\phi_2$	-	0.61748 (13.7796)	-	0.63663 (24.0951)
$\alpha_0$	-0.9976 (-3.1587)	-1.0509 (-2.3021)	-0.069628 (-2.1769)	-0.52194 (-2.8301)
$\beta_1$	0.89674 (27.0280)	0.8935 (19.2424)	1.4992 (13.2397)	-0.014719 (-1.1523)
$\beta_2$	-	-	-0.50733 (-4.5640)	0.95656 (75.3189)
$\alpha_1$	0.090657 (1.3882)	0.14641 (2.2254)	-0.24705 (-2.7665)	0.249 (4.3980)
$\alpha_2$	-	-	0.32369 (3.2408)	0.16048 (2.8951)
$\gamma_1$	-0.24902 (-4.6536)	-0.16275 (-2.9658)	-0.3684 (-6.2394)	-0.10646 (-2.7141)
$\gamma_2$	-	-	0.3208 (5.5097)	-0.1153 (-2.9483)
Persistence	0.89674	0.8935	0.99187	0.941841
AIC	-3.3789e+003	-3.4890e+003	-4.1673e+003	-4.4541e+003

3.

При пряко сравнение на данните от индексите SOFIX и DAX (вж. табл. 9 и 11) по отношение на тяхната **информационна ефективност** в изследваните периоди можем да направим следните разграничения:

1. *Динамиката на DJIA оказва по-силно влияние върху променливостта и възвръщаемостта на DAX, отколкото на SOFIX.* Данните от теста AIC показват значително подобрение в обяснителната сила на моделите на възвръщаемостта и променливостта на DAX при отчитане на данните от DJIA и за двата изследвани периода – за Период 1 от  $-3.3789e+003$  преди до  $-3.4890e+003$  след и особено за Период 2 от  $-4.1673e+003$  на  $-4.4541e+003$ . Тези данни са в синхрон с вече представените значими стойности на корелация между двата индекса. Разликата между стойностите на тестовите данни на AIC преди и след отчитането на DJIA е по-голяма от тази, реализирана за същите показатели, свързани с SOFIX.
2. *Изменението в нивото на информационната ефективност на индекса DAX е в обратната посока на това демонстрирано от индекса SOFIX през двата изследвани периода, показвайки по този начин коренно противоположен подход на отразяване на пазарната информация при възходящо и низходящо развитие на пазара за индексите DAX и SOFIX.* През предкризисния Период 1 за DAX е характерна много по-висока информационна ефективност, която показва по-бързото инкорпориране на пазарната информация (положителни новини) и значително по-малко значение на новата за пазара информация пред следването на дългосрочно оформени тенденции. За кризисния Период 2 DAX демонстрира намалена информационна ефективност и склонност за по-силно отчитане на настоящи информационни влияния пред следване на дългосрочни тенденции на пазара. Тези резултати за индекса DAX са противоположни на демонстрираната от SOFIX тенденция към нарастване на информационната ефективност по време на кризисния Период 2 и достигане на едно засилено инкорпориране на отрицателна информация и оформяне на ясна дългосрочна тенденция към следване на пазарната динамика. За Период 1 наблюдаваме противоположната реакция, свързана с отдаване на по-високо тегло на настоящите информационни влияния и по-слаба склонност за следване на дълготрайни тенденции.
3. *Макар динамиката на DJIA да оказва по-силно въздействие на DAX, то SOFIX демонстрира по-крайна реакция на информацията от пазара и в частност от DJIA.* За това съдим по абсолютния размер на коефициентите на постоянство, регистрирани за индексите DAX и SOFIX, при отчитане на данните от DJIA. Регистрират се по-крайни стойности за българския индекс – при условията на висока информационна ефективност за SOFIX от 0.82537 срещу стойност за DAX от 0.8935; при ниска информационна ефективност – SOFIX 0.99791 срещу стойност за DAX от 0.941841.

*За индекса SOFIX включването в моделите EGARCH на данните от DJIA и DAX води до намаление на коефициента на постоянство и относителна корекция на членовете, отразяващи информационната асиметрия.* Разглеждаме това наблюдение като доказателство за наличието на информационно въздействие от страна на DJIA и DAX и неговото бързо усвояване в стойностите на SOFIX, тъй като намалението на коефициента на постоянство е следствие на повишена информационна ефективност, т.е. на

ускорено включване на нова информация в стойностите на индекса. Измерването на това информационно влияние върху променливостта на българския индекс е свързано с определянето на информационната асиметрия. Именно тук се разкрива относителността на тази асиметрия чрез относителността на корекцията на членовете в иконометричните модели, които я отразяват. Тази корекция може да се дефинира както по отношение на различните стойности на тези коефициенти за различните по съдържание информационни въздействия, както вече беше представено, така и по отношение на корекция, предизвикана от участието в иконометричните модели на възвръщаемостта на данните за DJIA и DAX.

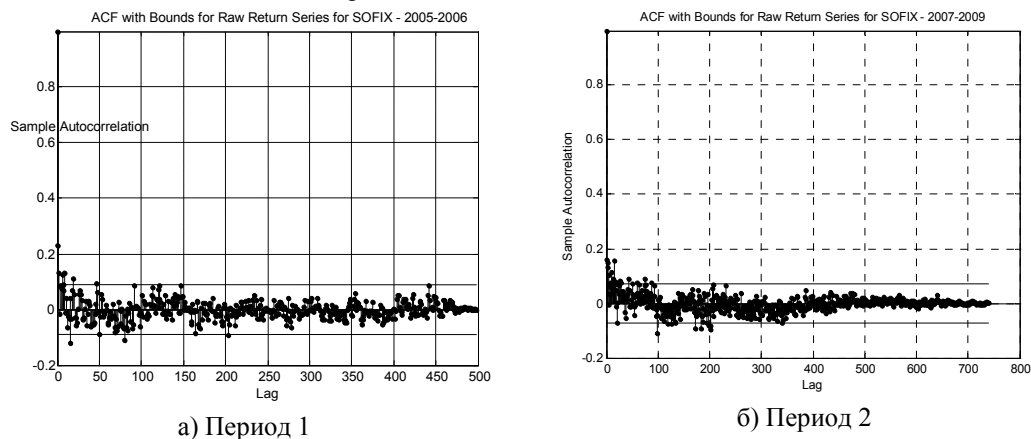
Отчитайки корекцията в коефициентите на постоянство и лийверидж вследствие на включването на индексите DJIA и DAX като обясняващи променливи за възвръщаемостта от SOFIX, можем да направим следните изводи:

- За Период 1 моделите EGARCH, отразяващи DJIA и DAX, не постигат по-добра обяснителна сила спрямо същия модел, който не ги отчита. *Така може да заключим, че за Период 1 (положителен тренд на изследваните индекси) SOFIX не отчита информационно влияние от DJIA и DAX както по отношение на своята информационна ефективност и асиметрия, така и по отношение на променливостта на възвръщаемостта, или ако има такова влияние, то е несъществено.*
- През кризисния Период 2 наблюдаваме ясно проявена корекция в коефициента на постоянство и лийверидж, показваща повишената ефективност на SOFIX спрямо усвояването на новата пазарна информация в условията на негативен пазарен тренд и в частност спрямо информационното въздействие от щатския индекс. Коефициентът на постоянство показва явен спад от 0.84682 на 0.82537 след отчитането на данните за възвръщаемостта от DJIA. При коефициента на лийверидж намалението е в рамките от -0,10257 на -0,082071, което показва, че размерът на този коефициент след отразяването на данните от щатския индекс е 80.01% от този преди отчитането на влиянието на DJIA. Аналогичната статистика по отношение на коефициента на постоянство показва, че размерът на този коефициент е 97.46% от размера му преди отчитането на данните от DJIA.
- За Период 2 представените заключения не отичат модела EGARCH, отразяващ индекса DAX, поради факта, че резултатите от теста AIC ни показват доминиране на модела, отчитащ данните от индекса DJIA като по-успешно обхващащ възвръщаемостта и променливостта от SOFIX. Това твърдение се подкрепя и от направените констатации по отношение на коефициентите на корелация между изследваните индекси, от които се вижда, че информацията от DAX представлява трансфер на тенденции към развитие от индекса DJIA спрямо SOFIX.

Повишената информационната ефективност на SOFIX през Период 2 като цяло и в частност спрямо DJIA и DAX намира своето отражение и в стойностите на корелация на SOFIX с DJIA и DAX и конкретно в реализираните положителни максимални стойности при лагове  $t$  и  $t-1$  и отрицателни при предходните лагове. Това е валидно и за двата изследвани индекса, но е най-силно изразено при DJIA – съответно лагове  $t-2$  и  $t-3$ . Можем да заключим, че в момента на най-висока информационна ефективност (Период 2) включването на настоящата информация от DJIA (лагове  $t$  и  $t-1$ ) е с такава голяма значимост, че неутрализира всякаква предходна информация (влияние) от DJIA (лагове  $t-2$  и  $t-3$  и т.н.). Липсата на възможност за следване на по-дългосрочни влияния се обяснява именно със склонността на SOFIX към прекалена реакция на най-новата информация на пазара, поради което информационното съдържание на лагове  $t-2$  и  $t-3$ , когато е постъпвало на пазара е било толкова силно отразено, че само няколко лага по-късно е загубило своето информационно съдържане и значение за SOFIX.

Фигура 3

Графики на дългосрочните авторегресионни функции (ACF) на възвращаемостта от индекса SOFIX за



Така можем да разглеждаме наличието на предшестваща отрицателна корелация, следвана от максимална положителна като форма на прекалена реакция и последваща коригираща такава при запазване на тенденцията на положителна корелация. Наличието на коригираща реакция на възвръщаемостта от SOFIX регистрираме при анализа на автокорелацията ѝ в относително дългосрочен план с времеви хоризонт равен на броя наблюдения във всеки от изследваните период (фиг. 3). Това, което прави впечатление, е, че след регистриране на статистически значими нива на автокорелация следват отрицателни такива, появяващи се в по-късен период. За Период 1 статистически значима положителна автокорелация се регистрира в интервала от 1 до 150 лага, след което се наблюдава отрицателна в интервала от лагове от 10 до 250. Трябва да отбележим, че реализираните положителни и отрицателни стойности са последователни и не дават възможност за открояване на значима

тенденция при тяхното проявление. Такава можем да посочим при данните от Период 2, където статистически значима положителна корелация отчитаме при лагове от 1 до 100, след което се реализира само статистически значима отрицателна от лаг 100 до 200. Тази ясно изразената последователност е следствие от наличието на по-силна реакция на информацията на българския капиталов пазар в краткосрочен план и породената от това коригираща реакция в дългосрочен. Към това заключение ни насочва и наличието на по-голям брой статистически значими стойности на корелация през Период 2 в сравнение с Период 1.

Определянето на количественото измерение на влияние и въздействие на DJIA върху SOFIX можем да направим, като измерим и анализираме количествените изменения в модела на променливостта на възвръщаемостта от SOFIX чрез стойностите на коефициентите, формиращи тези модели, които при равни други условия биха ни дали представа за влиянието (теглото) на променливите в модела при двете му разновидности по отношение включване или невключване на данните от DJIA. Ако приемем, че отразяването на щатския индекс в модела на възвръщаемостта от българския покачва неговото информационно съдържание, включвайки още една обясняваща променлива, то тази повишена информационна ефективност резултира и в модела на променливостта. Това води до по-прецизното ѝ дефиниране, тъй като част от колебанията във възвръщаемостта са обяснени от влиянието на щатския индекс, което намалява размера на несигурността, отразена в члена  $\varepsilon_t$ , и по този начин прехвърля своето влияние и върху EGARCH модела на променливостта.

Това, което се регистрира за двата периода, показващи различен тренд на движение на двата индекса, показва еднозначна реакция:

- През Период 2 се наблюдава най-голяма разлика между сумарния размер на коефициентите в уравнението на променливостта от SOFIX преди и след включването на данните от DJIA – съответно 0.38346 (преди) и 0.202189 (след). Това представя тенденция към намаляване, определяща по-ниско влияние (тегло) на променливите в модела след въвеждането на данните за щатския индекс. В процентно изражение това изменение показва, че след отразяването на DJIA в модела за възвръщаемостта от SOFIX сумарният размер на коефициентите в модела на променливостта е само 52.72% от същия размер преди отразяването на щатския индекс или че през Период 2, характеризиращ се с отрицателен тренд на развитие и на двата индекса, 47.28% от променливостта на българския индекс могат да се обяснят с влиянието от щатския.
- През Период 1 се наблюдават еднакви като насоченост резултати с тези на Период 2, но в значително по-малка степен. Намалението на сумарния размер на коефициентите е от 1.023018 (преди) на 1.022857 (след), което процентно може да се определи на 0.0157%. Като се имат предвид и ниските стойности на лийверидж коефициента през този период, може да

се заключи, че при положителен тренд на SOFIX влиянието върху променливостта при отразяването на възвръщаемостта от щатския индекс не предизвиква значима като размер реакция.

Таблица 12  
 Резултати от приложението на Лjung-Бокс тест (Ljung-Box Q-statistic test) и ARCH тест на Енгъл спрямо иконометричното моделиране на данните от SOFIX чрез моделите EGARCH( $t$ ).

SOFIX	Период 1		Период 2	
	EGARCH (2,2) - $t$		EGARCH (2,2) - $t$	
	Без DJIA	с DJIA <sub><math>t-5</math></sub>	Без DJIA	с DJIA <sub><math>t-1</math></sub>
PValue / $Q^2$ (1)/CV	0.9471/0.0044/3.8415	0.9799/0.0006/3.8415	0.8389/0.0413/3.8415	0.9144/0.0115/3.8415
PValue / $Q^2$ (2)/CV	0.5629/1.1493/5.9915	0.5505/1.1937/5.9915	0.9608/0.0799/5.9915	0.9926/0.0149/5.9915
PValue / $Q^2$ (6)/CV	0.0591/12.1304/12.5916	0.0620/11.9970/12.5916	0.8430/2.7208/12.5916	0.8792/2.4030/12.5916
PValue / $Q^2$ (12)/CV	0.0081/26.8629/21.0261	0.0075/27.0758/21.0261	0.9488/5.2569/21.0261	0.8246/7.4760/21.0261
PValue / $Q^2$ (18)/CV	0.0343/30.3376/28.8693	0.0345/30.3090/28.8693	0.8426/12.0900/28.8693	0.8198/12.5100/28.8693
PValue / $Q^2$ (24)/CV	0.0809/34.2157/36.4150	0.0821/34.1439/36.4150	0.9371/14.3988/36.4150	0.9346/14.4995/36.4150
Pv /ARCH(1)/CV	0.9473/0.0044/3.8415	0.9800/0.0006/3.8415	0.8393/0.0411/3.8415	0.9147/0.0115/3.8415
Pv /ARCH(2)/CV	0.5646/1.1433/5.9915	0.5530/1.1848/5.9915	0.9615/0.0786/5.9915	0.9926/0.0149/5.9915
Pv /ARCH(6)/CV	0.0921/10.8808/12.5916	0.0950/10.7936/12.5916	0.8457/2.6979/12.5916	0.8805/2.3909/12.5916
Pv /ARCH(12)/CV	0.0230/23.6063/21.0261	0.0203/24.0113/21.0261	0.9507/5.2063/ 21.0261	0.8186/7.5586/21.0261
Pv /ARCH(18)/CV	0.0859/26.6429/28.8693	0.0822/26.8314/28.8693	0.7874/13.0695/28.8693	0.7339/13.9261/28.8693
Pv /ARCH(24)/CV	0.1523/31.0500/36.4150	0.1493/31.1574/36.4150	0.9114/15.3091/36.4150	0.8665/16.5666/36.4150

При така установените процентни стойности на влияние на възвръщаемостта от щатския индекс върху променливостта на българския се поставя въпросът за силата на това влияние на фона на ниския коефициент на корелация между възвръщаемостите от двата индекса. Както вече посочихме, най-високата абсолютна стойност на корелация през изследваните периоди е тази, реализирана през Период 2 при лаг за DJIA  $t - 1$  и е равна на 0.3851, което се смята за показател на ниска степен на корелация между двата индекса. Въпреки това са постигнати високи стойности на въздействие върху променливостта от българския индекс. Това наблюдение поставя въпроса за

установяване и вземане предвид на нелинейните връзки между възвръщаемостите от двата индекса, необхващани от линейния корелационен коефициент на Пийърсън. Установеното наличие на нелинейни връзки в стойностите на възвръщаемостта от индекса SOFIX под формата на статистически значими автокорелации чрез използването на Люнг-Бокс тест (Ljung-Box Q-statistic test) и ARCH тест на Енгъл налага тяхното приложение по отношение на резултатите от иконометричното моделиране на променливостта чрез модела EGARCH( $t$ ) с цел проверка на обяснителната им сила. Тестовата статистика и на двата теста потвърждава пригодността на приложените модели на възвръщаемостта и променливостта от индекса SOFIX, вкл. и на моделите отчитащи влиянието на индекса DJIA (табл. 12).

Приложението на теста на Люнг-Бокс показва успешно моделиране и отстраняване на автокорелациите зависимости при стандартизираните

остагъци –  $\frac{\varepsilon_i^2}{h_i^2}$  до лаг 12 и за двата периода на изследване, като при Период 2

това наблюдение е валидно за всички тествани лагове. Включването на DJIA като обясняваща променлива в модела на възвръщаемостта на SOFIX подобрява стойностите на тестовата статистика и за двата периода до лаг 12. Тъй като тези автокорелации представят нелинейни зависимости, то и подобреното им моделиране от включването на щатския индекс показва нелинейна зависимост между двете възвръщаемости. Така можем да заключим, че макар и линейният коефициент на корелация да показва слаба степен на корелация между двата индекса, нелинейните зависимости си остават фактор и тяхното неотчитане би дало грешна представа за взаимосвързаността между двата индекса.

#### 4.3.2.3. Тестване на допускането за наличие на лийверидж ефект при данните за динамика на изследваните индекси

*Въз основа на данните за изменението на коефициентите на постоянство и лийверидж за индексите SOFIX и DAX можем да регистрираме условност на проявлението на допускането за наличие на лийверидж ефект (ДНЛЕ), детерминирано от степента на развитие на капиталовия пазар. Допускането за наличие на лийверидж ефект (Black, 1976) при капиталовите пазари показва тенденцията промените в цените на финансовите активи да са отрицателно корелирани с измененията в променливостта на същите активи. Можем да твърдим, че индексът DAX (развит пазар) дава по-убедителни доказателства за наличието на подобно допускане в сравнение със SOFIX (развиващ се пазар), като наличието на взаимосвързаност с друг развит пазар (в случая DJIA) води до засилване или намаляване на проявлението на лийверидж ефекта съобразно степента на развитие на пазара. Основанията за това твърдение са следните:*

1. **Коефициент на постоянство** – ако допусканията за лийверидж ефект са изпълнени, то трябва да се регистрират по високи стойности през период на

отрицателен тренд на възвръщаемостта (Период 2 в нашето изследване) и обратно при положителен тренд (Период 1):

- *Индексът SOFIX*. Ниските стойности на коефициентите на постоянство за Период 2 (0.84682) в сравнение с Период 1 (0.99786) определят и по-ниско тегло на членовете в модела на променливостта и по този начин – по-малката ѝ стойност. Това е в противоречие с изискванията на ДНЛЕ, което предполага при отрицателен тренд на даден капиталов пазар да се повишава неговата променливост.
  - *Индексът DAX*. Съгласно ДНЛЕ регистрираме по-висока стойност през Период 2 (0.99187) в сравнение с Период 1 (0.89674), което води до съответно нарастване и намаляване на променливостта съобразно низходящия и възходящия тренд на пазара.
2. *Лийверидж коефициент* – високите отрицателни стойности на лийверидж коефициента биха довели до резултати, съвместими с ДНЛЕ, като при отрицателен тренд на възвръщаемостта ще се стигне до нарастване на променливостта, а при положителен до нейното намаляване:
- *Индексът SOFIX*. През Период 1 лийверидж коефициентът заема положителна стойност, вследствие на което преобладаващите за този период положителни възвръщаемости биха довели до увеличаване, а не до намаляване на променливостта, като допуска лийверидж ефекта. Трябва да отбележим относително ниската абсолютна стойност на този коефициент, която не би предизвикала голяма като степен реакция, но все пак това наблюдение е в противоречие с разглежданото допускане. През Период 2 стойността на коефициента е отрицателна и по-голяма като абсолютна стойност от демонстрираното от DAX, но отчитайки значително по-високия коефициент на постоянство, можем да определим, че в по-голяма степен ДНЛЕ е изпълнено при индекса DAX, което се засилва при отчитане на въздействието на DJIA.
  - *Индексът DAX*. За Период 1 лийверидж коефициентът заема съгласно ДНЛЕ отрицателна и значително по-висока абсолютна стойност в сравнение с демонстрираното от SOFIX за същия период. Големината и знакът на този коефициент през Период 2 са напълно в съгласие с ДНЛЕ.
3. *Въздействието на DJIA*. Включването на щатския индекс като обясняваща променлива за възвръщаемостта на SOFIX и DAX води до корекция на коефициентите на постоянство и лийверидж която може да бъде обобщена последния начин:
- *За индекса DAX – засилване на ефекта на проявлението на лийверидж ефекта и за двата периода на изследване.*



- *За индекса SOFIX – отслабване на действието на допускането за наличие на лийверидж ефект и за двата периода на изследване.*
- *Индексът DAX.* За Период 1 след отчитане на DJIA наблюдаваме намаление на коефициента на постоянство – от 0.89674 на 0.8935, за коефициента на лийверидж – понижение от -0.24902 на -0.16275. Тези корекции показват по-ниски тегла на коефициентите в уравнението на променливостта на DAX и съответно намаляване на размера на променливостта съгласно ДНЛЕ, като отразяването на DJIA засилва ефекта на понижение на променливостта на DAX и съответно – проявлението на лийверидж ефекта. Сходно проявление на засилване на лийверидж ефекта наблюдаваме и през Период 2. Коефициента на постоянство показва спад от 0.99187 на 0.941841, но той е компенсирани в значителна степен от прираста на коефициента на лийверидж – от -0.0476 на -0.22176. По този начин можем да отчетем, че за Период 2 (негативен пазарен тренд) се наблюдава съгласно ДНЛЕ увеличение на променливостта на DAX, като този процес е съществено усилен от влиянието на DJIA.
- *Индексът SOFIX.* За Период 1 след отчитане на DJIA наблюдаваме увеличение на коефициентите на постоянство (от 0.99786 на 0.99791) и лийверидж (от 0.006795 на 0.006808) в противоречие с ДНЛЕ. Трябва да отчетем, че прирастът е относително малък, но високите стойности на коефициента на постоянство и положителните стойности на този на лийверидж, спрямо демонстрираното от DAX предизвикват повишаване на променливостта на SOFIX в условията на положителен тренд на пазара, като отчитането на влиянието на DJIA води до засилване на този ефект. Аналогично е наблюдението и през Период 2, където регистрира намаление на променливостта от SOFIX в противоречие на ДНЛЕ. Този ефект е засилен от отчитането на влиянието на DJIA. Коефициентът на постоянство показва спад от 0.84682 на 0.82537, спад отчитаме и при коефициента на лийверидж от -0.10257 на -0.082071.

## 5. Заключение

От проведеното изследване на корелацията между индексите DJIA, DAX и SOFIX могат да се направят следните обобщения:

- През предкризисния Период 1 SOFIX показва по-слаба информационна ефективност спрямо DJIA и DAX, изразяваща се в по-продължително отразяване на информацията от тях и по-късен период на проявена максимална корелация. Наблюдават се сходни степени на въздействие на DJIA и DAX върху SOFIX както като абсолютни стойности, така и като лаг на максимална проявена корелация, поради което не можем да оформим мнение за водещо информационно въздействие на един от двата индекса.

- За Период 2, характеризиращ се с развитието на глобалната финансова криза, данните за корелацията между изследваните индекси насочват към водещата в информационно отношение роля на DJIA спрямо DAX и SOFIX и по-силно влияние на DJIA пред DAX спрямо SOFIX.

Установено е наличие на статистически значими автокорелации и ARCH ефекти при възвръщаемостта от SOFIX, показващи съществуването на линейни и нелинейни зависимости при изследваните данни и определящи пригодност им за моделиране чрез ARCH модели. Приложената иконометрична методология за обхващане на възвръщаемостта и променливостта на изследваните индекси е базирана около приложението на моделите EGARCH и демонстрира следните резултати:

- Анализът на резултатите от моделите EGARCH ( $t$ ), отчитащи данните от индекса SOFIX и неотчитащи DJIA и DAX, за периоди 1 и 2 показва предразположеността на българския капиталов пазар по-бързо и в по-голяма степен да реагира на отрицателни новини и противоположна реакция на положителните.
- Използването в модела на възвръщаемостта от SOFIX на член, отразяващ възвръщаемостта от DJIA, води до повишаване на неговата обяснителна сила за кризисния Период 2, но не и за предкризисния Период 1.
- По-силно изразено въздействие и значение за възвръщаемостта от SOFIX има възвръщаемостта от индекса DJIA, като са установени доказателства за водещо и формиращо влияние на DJIA спрямо DAX.
- Динамиката на DJIA оказва по-силно влияние върху променливостта и възвръщаемостта на DAX, отколкото на SOFIX, като българският индекс демонстрира по-крайна реакция на информацията от пазара и в частност от DJIA.
- Изменението в нивото на информационната ефективност на индекса DAX е в обратната посока на това, демонстрирано от индекса SOFIX, през двата изследвани периода, показвайки по този начин коренно противоположен подход на отразяване на пазарната информация при възходящо и низходящо развитие на пазара за индексите DAX и SOFIX.
- По отношение на информационната ефективност на индекса SOFIX спрямо данните от DJIA и DAX, изразена чрез EGARCH, можем да определим за:
  - Период 1 – не се отчита формиращо информационно въздействие от DJIA и DAX или ако има такова, то е несъществено;
  - Период 2 – наблюдава се наличие на информационно въздействие от страна на DJIA и неговото бързо усвояване в стойностите на SOFIX. Тази повишена информационна ефективност спрямо щатския индекс е

по-голяма и значима от демонстрираното в същия аспект на анализ от DAX.

- Отразяването на DJIA в модела за възвръщаемостта от SOFIX през Период 2, характеризира се с отрицателен тренд на развитие и на двата индекса, показва че 47.28% от променливостта на българския индекс могат да се обяснят с въздействието от щатския. През Период 1 (положителен тренд) влиянието върху променливостта на SOFIX от страна на възвръщаемостта от DJIA не предизвиква значима като размер реакция.

Установена е условност на проявлението на допускането за наличие на ливеридж ефект, детерминирана от степента на развитие на капиталовия пазар. Индексът DAX (развит пазар) дава по-убедителни доказателства за наличието на въпросното допускане в сравнение със SOFIX (развиващ се пазар), като наличието на взаимосвързаност с друг развит пазар – в случая DJIA, води до корекция на проявлението на ливеридж ефекта съобразно степента на развитие на пазара:

- за индекса DAX засилване на ефекта на проявлението на ливеридж ефекта и за двата периода на изследване;
- за индекса SOFIX – отслабване на действието на допускането за наличие на ливеридж ефект и за двата периода на изследване.

### **Използвана литература**

- Йорданов, К. (2008). Доколко българският фондов пазар е свързан с регионалните?, <http://obuchenie.investor.bg/?cat=128&id=64725>
- Канарян, Н. (2004). Моделиране на Централноевропейския фондов пазар по време на кризи. – Икономическа мисъл, N3, 2004.
- Ang, A., G. Bekaert (2002). International asset allocation with regime shifts. – Journal of Empirical Finance 15, p. 1137-1187.
- Bachelier, L. (1900). Théorie de la spéculation, Gauthier-Villars, Paris.
- Bekaert, G., C.R. Harvey (2003). Emerging Markets Finance. – Journal of Empirical Finance 10, p. 3-55.
- Bekaert, G. (1995). Market integration and investment barriers in emerging markets. – World Bank Economic Review 9, p. 75-107.
- Bekaert, G., C.R. Harvey (1995). Time – varying word market integration. – Journal of Finance 50, p. 403-444.
- Bekaert, G. and H.R. Campbell (2002). Research in Emerging Market Finance: Looking to the future. – Emerging Markets Review, 3, 4: p. 429-448.
- Black, F. (1976). Studies of Stock Price Volatility Changes. Proceedings from the American Statistical Association, business and Economic Statistics Section, p. 177-181.
- Bundoo, S.K. (2000). The Mauritius Stock Exchange: An Assessment. – Social Sciences & Humanities and Law & Management Research Journal. 3. University of Mauritius.
- Campbell, J.Y., Lo A.W. & A.C. MacKinlay (1997). The Econometrics of Financial Markets. Princeton, New Jersey.
- Christie, A.A. (1982). Thd-Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects. – Journaf of Financial Economics, 10, p. 407-432.

- Conrad, J., G. Kaul (1988). Time-Variation in Expected Returns. – *Journal of Business* 61 (October 1988), p. 409-425.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. – *Econometrica*, 50, p. 987-1007.
- Fama, E.F. (1965). The Behavior of Stock Market Prices. – *Journal of Business*, 38: p. 34-105.
- Fama, E.F., K.R. French (1988). Permanent and Temporary Components of Stock Prices. – *Journal of Political Economy* 96 (April 1988), p. 246-273.
- Hamao, Y., R.W. Masulis, and Ng V. (1990). *The Review of Financial Studies*, 3, 1990, p. 281-307.
- Harvey, C.R. (1995). Predictable Risk and Returns in Emerging Markets. – *Review of Financial Studies* 8, p. 773-816.
- Harvey, C.R. (1991). The world price of covariance Risk. – *Journal of Finance* 46, p. 111-157.
- Hentschel, L. (1995). All in the Family: Nesting Symmetric and Asymmetric GARCH Models. – *Journal of Financial Economics*, 39, p. 71-104.
- Kendal, R. (1953). The Analysis of Economic Time Series, Part 1: Prices. – *Journal of the Royal Statistical Society*. 96, 1.
- Koutmos, G. F. (1999). Asymmetric price and volatility adjustments in emerging Asian stock market. – *Journal of Business Finance & Accounting*, 26, 1999, p. 83-101.
- Koutmos, G. and R. Saidi (1995). The leverage effect in individual stocks and the debt to equity ratio. – *Journal of Business Finance and Accounting*, 7, 1995, p. 1063-1073.
- Lo, A.W., , C.A. MacKinlay (1990). An econometric Analysis of Nonsynchronous Trading. – *Journal of Econometrics*, 1990, N45, p. 181-211.
- Lo, A.W., C.A. MacKinlay (1988). Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test. – *Review of Financial Studies* 1 (1988). p. 41-66.
- Mecagni, M. and M.S. Sourial (1999). The Egyptian Stock Market: Efficiency Tests and Volatility Effects. International Monetary Fund, Working Paper, No 99/48.
- Miljković, V., O. Radović (2006). Stylized facts of asset returns: case of BELEX. – *Facta Universitatis, Series: Economics and Organization* Vol 3, N 2, 2006, p. 189-201.
- Mlambo, C., N. Biekpe, and E. vd. M. Smit (2003). Testing the Random Walk Hypothesis on Thinly-Traded Markets. The Case of Four African Stock Markets. – *The African Journal of Finance*. 5. 1: p. 16-35.
- Nässtrom, J. (2003). Volatility Modelling of Asset Prices using GARCH Models. Linköping University, Sweden, Reg nr: LiTH-ISY-EX-3364-2003, 13 February 2003.
- Nelson, D.B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. – *Econometrica* 59, p. 347-370.
- Nelson, D.B. (1989). Modeling Stock Market Volatility. – In: *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, American Statistical Association, p. 93-98.
- Pagan, A.R., and G.W. Schwert (1990). Alternative Models for Conditional Stock Volatility. – *Journal of Econometrics*, 45, p. 267-290.
- Poterba, J., L. Summers (1988). Mean Revision in Stock Prices: Evidence and Implications. – *Journal of Financial Econometrics* 22 (October 1988). p. 27-59.
- Ross, S.A. (1989). *Journal of Finance*, 54, p. 1-17.
- Scholes, M. and J. Williams (1977). Estimating betas from nonsynchronous data. – *Journal of Financial Economics*, 5, 1977, p. 309-327.
- Schwert, G.W. (1989). Business Cycles, Financial Crises, and Stock Volatility. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, p. 83-126.
- Smith, G. and K. Jefferis (2002). The Evolving Efficiency of African Stock Markets. Unpublished Research.
- Wei, J., Y.J. Liu, C. Yang, and G. Chung (1995). *Pacific-Basin Finance Journal*, 3, 1995, p. 113-136.