

ИНТЕГРАЦИЯТА НА ЕВРОПЕЙСКИЯ ФОНДОВ ПАЗАР

Направен е опит да се оцени количествено степента на интеграция на западноевропейския пазар на ценни книжа и този на последно присъединилите се страни в Съюза – България и Румъния. Отправна точка на изследването е построяването на динамични редове на избрани основни индекси на пазара на най-ликвидните акции на първокласни емитенти от тези пазари. Впоследствие са изследвани трендовите модели на получените динамични редове. Въз основа на проведеня анализ на краткосрочната и дългосрочната зависимост между индексите е извършена количествена оценка на степента на обвързаност на старите и новите фондови пазари в началото на този век.

JEL: G15; F15

Сегашната стопанска действителност се отличава с висока (по наше мнение най-високата от възникването на съвременните финансови пазари) степен на мобилност на капитали. Добре известни са поставените още при създаването на ЕИО цели по либерализирането на движението на стоки, работна сила и пари между страните-членки. Това създаде условия за засилена интеграция на националните финансови пазари и в частност на фондовите. Фактор, който благоприятства високата степен на мобилност на капитала, вложен в ценни книжа, е бързото развитие на информационните и комуникационните технологии през последните няколко десетилетия. Във връзка с това най-малко бихме могли да дадем пример с широкото навлизане на т.нар. електронен аукцион. На съвременните борси той се наложи успешно и постепенно измести гласовия. Нещо повече, през последните години станахме свидетели на голям интерес към т. нар. електронни платформи за търговия, които чрез глобалната мрежа – Интернет, правят възможна търговията с ценни книжа от фирмения офис или от домашния компютър не само на националните фондови борси, но и на тези в други страни. Същите технологии облекчават многократно достъпа до фондовия пазар на доста по-широк кръг от инвеститори, например нефинансовите предприятия и домакинствата.

През последните години се наблюдава стремеж към уеднаквяване на законодателството, регулиращо капиталовия пазар в страните-членки на ЕС. Тези процеси обхванаха и националното ни законодателство. Техен израз са последните редакции на Закона за публичното предлагане на ценни книжа и приемането на отделен закон, регулиращ организирания пазари на ценни книжа.¹

Израз на процесите на интегриране и глобализиране на националните фондови пазари на стария континент е сливането на Парижката, Брюкселската и Амстердамската фондови борси в края на 2000 г. в единна институция, станала

¹ Вж. Закон за пазарите на финансови инструменти. – Държавен вестник, бр. 52, 29.06.2007.

известна като Евронекст (Euronext). През следващите няколко години част от този мегакапиталов пазар стават Лондонската борса за финансови фючърси и опции (LIFFE) и Лисабонската фондова борса. Процесът на глобализация на фондовия пазар през новото столетие обаче не спира дотук, защото в края на 2007 г. Нюйоркската фондова борса (NYSE) в конкуренция с “Дойче бързе” (Deutsche börse), успява да погълне Евронекст. В резултат от сливането възниква глобален пазар на финансови инструменти, непрекъснато действащ в рамките на приблизително едно денонощие от двете страни на Атлантическия океан.² Трябва да отбележим, че очакванията на този етап са за последващо разширяване на групата чрез поглъщането на нови национални европейски борси.

Като основен конкурент на групата на Нюйоркската борса и Евронекст се очерта “Дойче бързе”. Това е институция, която управлява една от най-големите европейски борси – Франкфуртската, а също и най-големите борси за производни ценни книжа – Еурекс (Eurex) в Европа и ISE в САЩ. Нейна собственост е електронната система за търговия “Ксетра” (Xetra), която позволява операции с ценни книжа на 19 национални пазара.

Нашият фондов пазар не стои встрани от процесите на глобализация, защото наскоро стана известно, че фондовата ни борса ще придобие правото за ползване на платформата “Ксетра”. Това означава, че на националния пазар ще започнат да купуват и продават акции и облигации чужди борсови посредници, респ. българските инвеститори ще имат възможността да търгуват с регистрирани зад граница финансови инструменти. За националния финансов пазар се очакват благоприятни последици, намиращи израз в по-голяма конкуренция и по-добри услуги в полза на инвеститорите. Увеличаването на броя на купувачите и продавачите на един пазар определено благоприятства неговата степен на ефективност. В този смисъл и очакванията ни са към подобряване на ликвидността и ефективността на фондовия пазар на България. Във връзка с това обаче е необходимо да изтъкнем и едно обстоятелство, което е от голямо значение за местните инвеститори – интегрирайки се все повече в световния финансов кръгооборот, нашият пазар на ценни книжа ще стане в *по-висока степен зависим и по-бързо реагиращ не само на благоприятните, но и на кризисните тенденции и процеси*. Ето защо вероятността за загуби на местните инвеститори, причинени от стопански кризи, възникнали във от националното стопанство, ще става все по-голяма.

Основание за подобни твърдения ни дават последните факти, тенденции и процеси на финансовите пазари в САЩ, Европа, а и у нас. Ако разгледаме механизма на пренасяне на кризата на пазара на ипотечни кредити в САЩ, лесно ще открием, че нашият пазар реагира с доста по-голямо закъснение от

² На този етап това е най-голямата фондова борса в света и е известна с абревиатурата NYSE EURONEXT.

този на развитите европейски страни. Следователно трябва да очакваме, че старите и по-развити фондови пазари са в много по-голяма степен взаимно зависими и единни в реакциите си, отколкото новите пазари от Централна и Източна Европа. Кризата в САЩ от август м. г. показва категорично, че двата обособени по своя характер пазара на дълг (дългови книжа) и на дялови книжа (акции) са тясно свързани и взаимно зависими. Това е така, защото обезценяването на ипотечните облигации по просрочените жилищни кредити бързо се пренесе върху цените на акциите на банките-емитенти, а оттам и върху пазара на дялови книжа. Това наблюдавахме през лятото и есента на 2007 г. първо в САЩ, а после и в Европа. Необходимо е да отбележим, че кризисните процеси продължават и до края на първото тримесечие на 2008 г., отразявайки се твърде силно на нововъзникналите пазари у нас и в Румъния. Така глобализацията на финансовите пазари и в частност на тези на ценни книжа трябва да е от особен интерес не само за инвеститорите в България и от региона, но и за институциите, отговорни за провеждането на националната финансова политика.

Тук ще предложим подход за оценка на степента на глобализация и интеграция на националните пазари на ценни книжа чрез анализ на краткосрочната и дългосрочната зависимост между избрани основни борсови индекси. Ще установим в каква степен поведението на три стари индекса от Западна Европа е взаимосвързано. За сравнение ще приложим същия анализ за два индекса от новите пазари на Източна Европа. От индексите от старите пазари се спираме на FTSE 100, DAX и CAC 40, а от източноевропейските – SOFIX и BET.

Описание на борсовите индекси

Стойностите на петте индекса отразяват промените на цените на най-ликвидните акции на първокласни емитенти, с най-висока пазарна капитализация, приети за търговия на съответните борси. Обемът и стойността на търговията с акции от състава на посочените индекси заемат значителен дял в общия борсов оборот. Зависимостите, с които те се представят, са аналогични помежду си. Промените в цените в рамките на два последователни работни дни се претеглят с броя на търгуваните акции, затова и индексите от този вид са известни още като стойностно претеглени.

Главното предназначение на индексите е да информират обществеността за основната тенденция в търговията на фондовите пазари. Нарастването на техните стойности отразява увеличението на обема на търговията и/или повишаването на борсовите цени. Разбира се, трябва да отбележим, че за инвеститорите с къси позиции на спот пазара растящите цени могат да доведат до загуби. Така или иначе обаче повишаването на равнището на борсовите индекси, продиктувано от по-високи борсови котировки, осигурява капиталова печалба. Нещо повече, в периоди на засилен интерес към фондовата борса се създават благоприятни възможности за финансиране на компаниите, тъй като

нови емисии от ценни книжа биха били приети в условията на по-голямо търсене. В периоди на повишаване на борсовите цени, отчетени в борсовите индекси, се създават предпоставки за растеж на БВП и заетостта. От тази гледна точка бихме могли да твърдим, че тези индекси са нещо много повече от обикновени показатели, характеризиращи пазара на акции и облигации. В сегашните условия на тях може да се гледа като на макроикономически индикатори.

През последните десет-двадесет години броят на представяните борсови индекси нарасна значително. Освен индекси на т. нар. сини чипове (т.е. само на даден брой емисии с най-голяма капитализация и ликвидност) започнаха да се определят и такива, обособени по икономически сектори - например индекси на пазара на акции на финансовите компании, на компании от сферата на индустрията, транспорта и др., като последните отразяват активността и ценовите колебания в търговията с акции от определени отрасли на националното стопанство. През този период стават популярни индексите на пазара на облигации. Те са специализирани върху конкретен пазарен сегмент от дълговия пазар – съкровищни бонове и облигации, муниципални облигации, корпоративни и др.

Друго важно предназначение на индексите е, че чрез тях може да се определи за даден период доходът и доходността на пазара на включените в техния състав акции. За да обясним това, можем да си послужим със следния пример: Да вземем нашия индекс SOFIX. Неговите стойности се пресмятат чрез следната зависимост:³

$$(1) \quad SOFIX_t = SOFIX_{t-1} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n N_{i,t} \cdot P_{i,t} \cdot FF_{i,t} \cdot W_{i,t} \cdot D_{i,t}}{\sum_{i=1}^n N_{i,t-1} \cdot P_{i,t-1} \cdot FF_{i,t-1} \cdot W_{i,t-1}} \cdot K, \text{ където:}$$

SOFIX_{t-1} е стойността на индекса от предходния работен ден;

N_{i,t} – броят изтъргувани акции от i - тата емисия в текущия работен ден;

N_{i,t-1} – броят изтъргувани акции от i - тата емисия в предходния работен ден;

P_{i,t} – цената на акциите от i - тата емисия в текущия работен ден;

P_{i,t-1} – цената на акциите от i - тата емисия в предходния работен ден;

Останалите променливи във формулата на индекса са относително фрий-флоута (FF), тегловия коефициент на акциите от съответната емисия (W), делителя за текущата търговска сесия (D) и коригиращия фактор (K). Необходимо е да отбележим, че последните променливи са относително постоянни. Затова за нуждите на примера можем да ги игнорираме.

Да предположим, че стойността на индекса от предходния работен ден е 200.55. В рамките на текущата борсова сесия нека са изтъргувани 50 000

³ Вж. на www.bse-sofia.bg

акции по цена 10 лв.,⁴ а в предходния количеството и цената да са съответно 40 000 броя и 9.50 лв. Тогава за равнището на индекса ще имаме:

$$(2) \quad \text{SOFIX}_t = 200.55 \cdot \frac{50000 \cdot 10}{40000 \cdot 9.50} = 200.5 \cdot 1.316 = 263.92$$

Абсолютното изменение на индекса е 63.37, а относителното – $63.37/200.55 = 0.316$ или 31.6%. Толкова е и доходността на портфейл, състоящ се от акциите на тази една-единствена емисия за двата последователни работни дни или:

$$(3) \quad \text{Доходност} = \frac{\text{Стойност в края на периода} - \text{Стойност в началото на периода}}{\text{Стойност в началото на периода}} \cdot 100 = \\ = \frac{50000 \cdot 10 - 40000 \cdot 9.50}{40000 \cdot 9.50} \cdot 100 = 31.6\%$$

Следователно относителното изменение на индекса в рамките на определен период показва доходността на портфейл, съставен от акции от неговата кошница, и с аналогични тегла за същия период.

Макар да има определена специфика във формулите на останалите индекси, с тях също могат да бъдат дадени аналогични примери за оценка на доходността. Методологията на индексите, обект на анализа, може да бъде намерена на сайтовете на съответните борси.⁵

Построяване на динамичните редове. Изследване на основната тенденция на развитие

Данните за динамичните редове на петте индекса са получени чрез съответните заявки от Интернет-сайта на компанията "Yahoo".⁶

Спираме се на периода 1.01.2001 г. - 20.03.2008 г., тъй като българският индекс се представя от края на октомври 2000 г. Ето защо, за да имаме съпоставимост на данните за различните фондови борси, първата година от новото столетие трябва да бъде игнорирана. Динамичните редове на петте индекса са построени на базата на петдневна работна седмица. Липсващите стойности при даден индекс са попълнени с използване на стойността от предходния работен ден.⁷ Така съставяме пет динамични реда по името на съответните борсови индекси (по цени "затваря" за съответната сесия), чиято дължина възлезе на 1863 значения (вж. фиг. 1 и 2). Първата фигура се състои от фактическите стойности, а втората от техните натурални логаритми.

⁴ Макар на практика в кошницата на SOFIX да влизат акции на 20 емитента, нека в рамките на примера да допуснем, че имаме само една емисия.

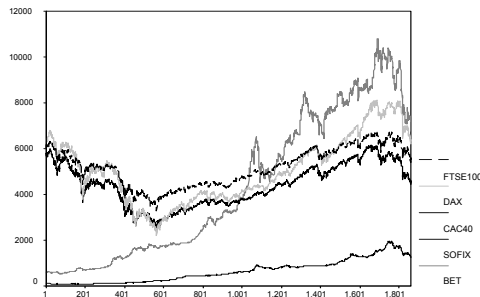
⁵ Те са, както следва: за френския национален индекс CAC40 – www.euronext.com; за немския DAX – www.deutsche-boerse.com; за английския FTSE100 – www.londonstockexchange.com; за румънския BET – www.bvb.ro и за българския SOFIX – www.bse-sofia.bg.

⁶ Вж. www.finance.yahoo.com

⁷ Липсващи значения възникват, защото на различните пазари срещаме различия в официалните празници.

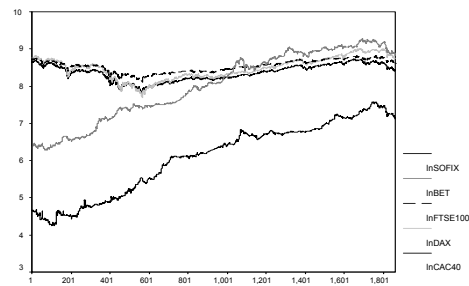
Фигура 1

Стойности на FTSE100, DAX, CAC40, BET и SOFIX



Фигура 2

Логаритмувани стойности на FTSE100, DAX, CAC40, BET и SOFIX



*Даваме и логаритмуваните стойности, за да бъдат онагледени по-добре и сравнени по-лесно промените в динамиката на петте индекса. Това е от особено значение за SOFIX, защото към 1.01.2008 г. неговите стойности стартират от 106.61, а при всички други индекси имаме в пъти по-големи начални значения. Изчисленията и фигурите са направени с помощта на програмния продукт SPSS 9.0.

Наблюдава се ясно изразено сходство между развитието на западно-европейските индекси, от една страна, и между тези от България и Румъния, от друга. От наблюдението на динамичните редове на петте индекса лесно бихме могли да формулираме извода, че трендът на българския и румънския е един и същ и навярно ще бъде описан най-добре чрез полином от втора степен или от експоненциална функция. Изборът на най-добрия трендови модел зависи от значенията на коефициента на корелация (R), определен на базата на фактическите стойности на индексите, и времето като независима променлива. На табл. 1 сме представили критериите за избор на трендови модел, като за целта сме използвали възможностите на SPSS 9.0.

Таблица 1

Коефициенти на корелация и стандартна грешка на трендовите модели на SOFIX и BET

Наименование на модела	SOFIX		BET	
	R	SE	R	SE
Линеен	0.957	143.18	0.963	852.09
Логаритмичен	0.750	326.97	0.769	2022.10
Реципрочен	0.134	489.88	0.142	3128.41
Квадратичен	0.980	98.30	0.972	741.92
Кубичен	0.980	98.30	0.983	575.85
Степенен	0.978	0.205	0.978	0.197
Показателен	0.877	0.47	0.891	0.425
Експоненциален	0.978	0.205	0.978	0.197
Логистичен	0.936	0.554	0.957	0.47

Експоненциалната функция се приближава в най-голяма степен до основната тенденция на развитие на SOFIX и BET. Получаваме най-високи коефициенти на корелация при полиномите от втора и трета степен и при експоненциалната функция. С най-малка стандартна грешка е експоненциалният модел. Налага се изводът, че и при двата индекса експоненциалната функция обяснява по най-добър начин основната тенденция на развитие. Аналитичният вид на трендовия модел на българския борсов индекс е:⁸

$$(4) \quad \text{SOFIX} = 82.45 \cdot e^{0.0018 \cdot t} \\ (105.30) \quad (201.64)$$

а на румънския:

$$(5) \quad \text{BET} = 615,2 \cdot e^{0.0017 \cdot t} \\ (109.76) \quad (200.64)$$

От трендовите модели на двата индекса виждаме, че регресионните им коефициенти са почти равни помежду си: за SOFIX – 0.0018; за BET – 0.0017.⁹ Това е свидетелство за голямото сходство между поведението на двата индекса, респ. отличителен белег на двата фондови пазара.

Моделирането на тренда чрез логистична функция също осигурява добри резултати. Причината за това е наложилата се тенденция от октомври 2007 г. в спадане на равнището на индексите (тенденция, която наблюдаваме до самия край на изследвания период). Във връзка с това е необходимо да отбележим, че най-високите значения на нашия и румънския индекс са разположени във времето близо един до друг. Единството в трендовите функции на BET и SOFIX ни дава ясно свидетелство, че двата, макар и обособени в различни национални икономики, пазара на ценни книжа се развиват по твърде сходен начин. Оттук може да се твърди, че поведението на инвеститорите на разглежданите фондови борси се характеризира със същата степен на сходство. Друг емпиричен факт, с който може да се подкрепи посочената теза, намира израз в близко разположените във времето върхове (максимуми) на динамичните редове (вж. фиг. 1 и 2). Първите два върха са в края на февруари 2005 г. При вторите наблюдаваме твърде голямо разминаване - за българския пазар те са в края на септември 2005 г., а за румънския в края на февруари 2006 г., т.е. имаме отдалечаване от около пет месеца. Разстоянието между последните два максимума - на 24.07.2007 г. на Букурещката фондова борса и на 15.10.2007 г. на Софийската, е близо три месеца. Значенията на последните два върха¹⁰ са

⁸ Стойностите в скобите под коефициентите са равнищата на t-критерия, който се използва за оценка на статистическата им значимост.

⁹ При превръщането на функциите в линеен вид чрез логаритмуване ще имаме: $\text{Ln}(\text{SOFIX}) = 4.41 + 0.0018 \cdot t$ и $\text{Ln}(\text{BET}) = 6.42 + 0.0017 \cdot t$

¹⁰ Трябва да отбележим, че това са най-големите стойности на индексите от момента на тяхното създаване.

представени на табл. 2 заедно със статистическите измерители на централната тенденция и разсейването.

Таблица 2

Показатели за централна тенденция и разсейване
на SOFIX и BET

Показател	SOFIX	BET
Брой наблюдения	1863	1863
Средна аритметична	642.59	4318.13
Медиана	542.76	3244.31
Мода	183.08	754.85
Стандартно отклонение	494.18	3159.59
Размах	1881.86	10 281.87
Минимална стойност	70.54	531.72
Дата на минималната стойност	14.06.2001 г.	10.04.2001 г.
Максимална стойност	1952.40	10 813.59
Дата на максималната стойност	15.10.2007 г.	24.07.2007 г.
Коефициент на вариация	0.77	0.73

Наблюдаваме твърде голямо различие в средните стойности на индексите. Това се дължи на факта, че румънският индекс е с по-продължителна история от българския и в периода от новото столетие неговите стойности се колебаят много над средните за SOFIX. Показателите за разсейване – размах и стандартно отклонение, са по-високи за румънския пазар. Това се дължи главно на по-големите абсолютни нива на BET. Ако определим коефициента на вариация на стандартното отклонение по отношение на средната аритметична, ще имаме почти съвпадение. Коефициентът на вариация на SOFIX е 0.77, а на BET – 0.73. Следователно степента на колебание на фактическите значения на разглежданите борсови индекси около средната им стойност е твърде близка. *Този емпиричен факт ни дава основание да формулираме извода, че на двата пазара равнището на риск, породен от непостоянството на цените на акциите от състава на двата борсови индекса, е относително еднакво.*

За разлика обаче от индексите на двете балкански държави тези от старите западноевропейски пазари, изглежда, са с по-трудно определима тенденция на развитие. И при тях може да се предположи, че трендът ще се опише с една и съща функция. В случая за FTSE100, DAX и CAC40 няма да се намери модел с толкова малка стандартна грешка и с толкова големи коефициенти на корелация и детерминация, както при новите пазари. Това се дължи на факта, че през първата третина от наблюдавания период има продължителен спад, после подем и пак спад.¹¹ С други думи, за разлика от новите пазари тези от Западна Европа не са с толкова силно изразен възходящ тренд за целия изследван период (вж. табл. 3).

¹¹ Последният спад на западноевропейските индекси е в единство с наблюдаваното понижаване на SOFIX и BET през късната есен на 2007 и зимата на 2008 г.

Таблица 3

Коефициенти на корелация и стандартна грешка на трендовите модели на FTSE100, DAX и CAC40

Наименование на модела	FTSE100		DAX		CAC40	
	R	SE	R	SE	R	SE
Линеен	0.539	704.15	0.547	1211.97	0.444	830.87
Логаритмичен	0.152	826.38	0.16	1429.19	0.047	926.15
Реципрочен	0.091	832.70	0.076	1443.7	0.124	920.03
Квадратичен	0.849	442.23	0.916	582.11	0.826	523.07
Кубичен	0.954	251.71	0.953	440.94	0.947	297.27
Степенен	0.522	0.141	0.514	0.252	0.436	0.196
Показателен	0.141	0.163	0.134	0.291	0.051	0.218
Експоненциален	0.522	0.141	0.514	0.252	0.436	0.196
Логистичен	0.557	0.838	0.56	0.961	0.438	0.903

Виждаме, че основната тенденция се представя най-добре с помощта на полином от трета степен. При тази функция наблюдаваме максимални значения на коефициентите на корелация (0.954) и детерминация (0.91). Експоненциалната функция, макар да дава по-малка стандартна грешка, е с много по-ниски коефициенти ($R=0.522$; $R^2=0.272$). Аналитичният вид на трендовите функции на западноевропейските борсови индекси е, както следва:

$$(6) \quad \text{FTSE100} = 6603.63 - 9.31.t + 0.01.t^2 - 2.97.10^{-6}.t^3$$

(282.52) (-85.75) (77.08) (-62.31)

$$(7) \quad \text{DAX} = 7073.32 - 12.67.t + 0.013.t^2 - 3.11.10^{-6}.t^3$$

(172.75) (-66.6) (53.99) (-37.19)

$$(8) \quad \text{CAC40} = 6275.72 - 11.22.t + 0.012.t^2 - 3.52.10^{-6}.t^3$$

(227.34) (-87.54) (77.18) (-62.45)

Оценките на коефициентите и при трите уравнения са статистически значими. Освен това оценките на регресионните коефициенти са твърде близки. Същото наблюдавахме при SOFIX и BET. В крайна сметка построените трендови модели показват голямото сходство в поведението на западноевропейските индекси.

Други свидетелства в подкрепа на тезата за единство в поведението на индексите, обусловено от глобализацията на националните финансови пазари, са близко разположените във времето максимуми и минимуми на динамичните редове (вж. фиг. 1 и 2). Най-високите стойности за трите индекса стават факт в рамките на месец и половина – между 1.06 и 16.07.2007 г. Най-силното доказателство за тясната взаимовръзка между пазарите на акции на старите борси е фактът, че най-ниските стойности и за трите индекса са в един и същи ден – 12.03.2003 г.

Таблица 4

Показатели за централна тенденция и разсейване
на FTSE100, DAX и CAC40

Показател	FTSE100	DAX	CAC40
Брой наблюдения	1863	1863	1863
Средна аритметична	5193.40	5057.18	4401.61
Медиана	5209.1	4936.08	4447.12
Мода	4489.7	5397.29	4688.02
Стандартно отклонение	835.93	1447.45	926.95
Размах	3445.4	5902.73	3765.11
Минимална стойност	3287.0	2202.96	2403.04
Дата на минималната стойност	12.03.2003 г.	12.03.2003 г.	12.03.2003 г.
Максимална стойност	6732.4	8105.69	6168.15
Дата на максималната стойност	15.06.2007 г.	16.07.2007 г.	01.06.2007 г.
Коефициент на вариация	0.16	0.29	0.21

Степента на разсейване на индексите спрямо средната им аритметична варира в по-широки граници. С най-ниски показатели за разсейване е английският индекс FTSE100, а най-силно колеблив е немският. На тази основа бихме могли да формулираме извода, че от трите западноевропейски пазара на акции английският е относително най-безрисков. На Лондонската фондова борса пазарът на най-ликвидните акции се характеризира с най-ниски стойности на коефициента на вариация (0.16), а с най-колебливи цени е този на българската борса (0.77). Налага се изводът, че за изследвания период старите пазари са по-малко ценово изменчиви и относително по-безрискови в сравнение с новите от Източна Европа.¹²

Краткосрочна зависимост между борсовите индекси

Краткосрочната зависимост между петте индекса ще оценим с корелационен анализ. Изследването на теснотата на зависимостта между членовете на динамичните редове чрез коефициента на корелация изисква премахване на характерната за реда тенденция на развитие. Това означава първо да се изследва автокорелационната функция, след което да се приеме подход за отстраняване на автокорелацията с цел превръщането на реда в стационарен. И при петте индекса е налице много

¹² Според нас коефициентът на вариация е по-добър измерител на степента на ценови риск в сравнение със стандартното отклонение, защото размерът на последното зависи от абсолютното равнище на наблюдаваните величини.

силно изразена автокорелационна зависимост. За първите 16 лага при тези индекси коефициентите на автокорелация са все по-големи от 0.96.¹³ На фиг. 1 и 2 се вижда, че петте динамични реда не изглеждат стационарни. Нека обаче да проверим това с разширения тест на Дики-Фулер за наличие на единица корен.¹⁴ Прилагането на теста изисква създаването на спомагателен модел, който по своя характер е авторегресионен и се разработва в три варианта: без свободен член и без включване на времето като независима променлива; със свободен член, без включване на времето; със свободен член и времето като независима променлива. В първия случай имаме:¹⁵

$$(9) \quad y_t - y_{t-1} = \alpha \cdot y_{t-1} + \beta_1 \cdot (y_{t-1} - y_{t-2}) + \beta_2 \cdot (y_{t-2} - y_{t-3}) + \dots + \beta_p \cdot (y_{t-p} - y_{t-p-1}) + u_t$$

за $t = p+2, \dots, n$

Тестването се състои в проверка на t -стойността на коефициента (α) пред първата, лагова променлива в спомагателния модел. Критичните стойности се пресмятат чрез зависимостта:

$$(10) \quad \Phi_{\infty} + \Phi_1 / T + \Phi_2 / T^2$$

Променливата “Ф” зависи от равнището на значимост на теста, от варианта на спомагателния модел и от дължината на динамичния ред (Т).

Броят на лаговете в спомагателния модел зависи от дължината на динамичния ред. В научната литература по въпроса за определяне на лаговете се предлага следната зависимост:¹⁶

$$(11) \quad p = c \cdot n^r, \text{ където:}$$

p е броят лагове;

n – дължината на динамичния ред, в нашия случай $n = 1863$;

$c = 5$;

$r = 0.25$.

Нулевата хипотеза при теста на Дики-Фулер е за наличие на тренд в реда (т.е. $\alpha=0$), а алтернативната - че последният е стационарен, което става при $\alpha < 0$. Нулевата хипотеза се приема, ако t -значението на коефициента α е по-голямо от критичната стойност (вж. табл. 5).¹⁷

¹³ Тази оценка е направена с помощта на SPSS 9.0.

¹⁴ Това е един от най-често използваните тестове за проверка дали даден динамичен ред е стационарен (членовете му са с постоянна средна независимо от времето), или съдържа тренд.

¹⁵ Вж. Уотшем, Т. Дж., К. Парамоу. Количественные методы в финансах. Москва: Юнити, 1999, с. 332–334.

¹⁶ Said, S. E. Unit Root Test for Time Series Data with a Linear Time Trend. – Journal of Econometrics, 1991, 47, p. 285–303.

¹⁷ Разширеният тест на Дики-Фулер е проведен с програмния продукт EasyReg.

Таблица 5

Резултати от разширения тест на Дики-Фулер за проверка на стационарността на динамичните редове, състоящи се от значенията на петте индекса

Без свободен член и без включване на времето								
Лаг	t-статистика					Критична стойност		
	SOFIX	BET	FTSE 100	DAX	CAC40	1%	5%	10%
32	0.8210	0.6188	-0.5761	-0.4353	-0.8163	-2.57	-1.93	-1.60
Със свободен член и без включване на времето								
Лаг	t-статистика					Критична стойност		
	SOFIX	BET	FTSE 100	DAX	CAC40	1%	5%	10%
32	-0.6880	-0.9761	-1.4279	-1.2557	-1.6540	-3.43	-2.89	-2.58
Със свободен член и времето като независима променлива								
Лаг	t-статистика					Критична стойност		
	SOFIX	BET	FTSE 100	DAX	CAC40	1%	5%	10%
32	-2.3922	-1.4637	-2.7039	-2.6283	-2.5528	-3.96	-3.40	-3.13

Нито един от динамичните редове не е стационарен, защото във всички случаи нулевата хипотеза за наличие на тренд не може да бъде отхвърлена при 99-процентно равнище на значимост на теста. Ето защо се налага отстраняване на тренда. Най-често използван за целта е диференциалният метод. Затова преди да определим коефициентите на корелация е нужно да преобразуваме реда в разлики от първи порядък. След това проверяваме дали новите редове съдържат тренд (вж. табл. 6).

Таблица 6

Резултати от разширения тест на Дики-Фулер за редовете, които са последователни разлики от първи порядък от фактическите значения на индексите

Без свободен член и без включване на времето								
Лаг	t-статистика					Критична стойност		
	SOFIX	BET	FTSE 100	DAX	CAC40	1%	5%	10%
32	-7.5485	-7.5845	-7.7930	-6.6311	-7.3073	-2.57	-1.93	-1.60
Със свободен член и без включване на времето								
Лаг	t-статистика					Критична стойност		
	SOFIX	BET	FTSE 100	DAX	CAC40	1%	5%	10%
32	-7.7542	-7.7378	-7.7967	-6.6287	-7.3200	-3.43	-2.89	-2.58
Със свободен член и времето като независима променлива								
Лаг	t-статистика					Критична стойност		
	SOFIX	BET	FTSE 100	DAX	CAC40	1%	5%	10%
32	-7.7318	-7.7563	-7.8886	-6.7646	-7.3878	-3.96	-3.40	-3.13

Във всички варианти на теста и при петте индекса отхвърляме нулевата хипотеза за наличие на тренд, защото t-значението на коефициента α е все по-малко от критичните стойности при риск за грешка 1%. Изводът е, че динамичните редове на анализирания борсови индекси са интегрирани от един

и същи (първи) порядък. С други думи, те стават стационарни при преобразуване с последователни разлики от първи порядък. Тези разлики всъщност показват ежедневния доход (дохода в текущия ден спрямо предходния) на пазара на акциите от кошницата на индексите. Ето защо оттук следва изводът, че измерването на теснотата на зависимостта между борсовите индекси трябва да стане *не въз основа на* фактическите им значения, а върху дохода, тъй като той притежава свойството стационарност.

Може да се очаква доходността на дневна база също да е стационарна. Интересен е и въпросът дали доходността за по-продължителни периоди няма да съдържа тренд. Ако тя остава винаги стационарна, това ще ни позволи да разширим анализа на краткосрочната зависимост между борсовите индекси. Тестовите за стационарност на редовете на доходността на петте индекса за срокове 1, 10 и 30 дни показват във всички случаи отсъствие на тренд (табл. 7). При срок над 3 месеца обаче разширеният тест на Дики-Фулер показва наличие на тенденция на развитие. Ето защо изследването на краткосрочната зависимост между динамичните редове на петте индекса (в по-широк смисъл и между петте фондови пазара) трябва да се ограничи върху доходността, определена за срокове до 3 месеца. На табл. 7 са представени резултатите от теста за стационарност на 15-те динамични реда, състоящи се от значенията на доходността на борсовите индекси, определена за 1, 10 и 30 дни. Откриваме, че в трите варианта на теста всички динамични редове представляват стационарен процес, защото нулевата хипотеза е отхвърлена при 99-процентно равнище на значимост (критичните стойности са посочени на табл. 6).

Таблица 7

Резултати от разширения тест на Дики-Фулер на доходността на петте индекса при тридесет и два лага.

Индекс	Доходност за:	t - статистика		
		Без свободен член и без включване на времето	Със свободен член и без включване на времето	Със свободен член и включване на времето
SOFIX	1 ден	-6.7507	-7.5404	-7.6833
	10 дни	-5.8398	-6.6052	-6.7121
	30 дни	-3.6887	-4.4800	-4.6846
BET	1 ден	-6.3950	-7.0245	-7.2683
	10 дни	-5.6498	-6.3520	-6.6438
	30 дни	-3.4308	-4.0156	-4.3971
FTSE 100	1 ден	-7.7162	-7.7138	-7.7986
	10 дни	-7.2238	-7.2220	-7.3033
	30 дни	-4.6699	-4.6705	-4.6335
DAX	1 ден	-6.7272	-6.7314	-6.8402
	10 дни	-6.5916	-6.5989	-6.7094
	30 дни	-4.3811	-4.3921	-4.4083
CAC 40	1 ден	-7.3943	-7.3924	-7.4513
	10 дни	-7.2425	-7.2407	-7.2981
	30 дни	-4.6940	-4.6926	-4.6728

Резултатите от тестовете за стационарност ни дават свободата да определим корелационните коефициенти между доходността на петте индекса при трите срока.

На табл. 8, 9 и 10 са представени корелационните матрици за динамичните редове, чиито елементи са значенията на доходността на петте индекса в разглежданите срокове.¹⁸ Корелационният анализ разкрива много интересна картина на краткосрочната зависимост между фондовите пазари. Виждаме, че корелационните коефициенти на доходността между българския и останалите индекси в повечето случаи не са статистически незначими. Доходността за срок един ден между нашия и румънския индекс *не е статистически значима*, а при останалите два срока е твърде ниска, за да може да се твърди, че имаме силно изразена статистическа зависимост. Този извод изглежда неочакван, тъй като установихме наличието на голямо сходство в трендовите характеристики на SOFIX и BET. Макар да има аналогия в основната тенденция на развитие, корелационният анализ на двата индекса показва *отсъствие на краткосрочна зависимост между българския и румънския пазар на акции*. Същото откриваме и за доходността на българския индекс и западноевропейските. Резултатите от корелационния анализ ни позволяват да формулираме извода, че доходността на SOFIX не може да бъде моделирана и прогнозирана чрез тази на останалите четири фондови индекси.

Таблица 8

Коефициенти на корелация на доходността на петте индекса,
определена за период от един ден

		Correlations				
		YSOFIX	YBET	YFTSE100	YDAX	YCAC40
YSOFIX	Pearson Correlation	1,000	,039	,032	,054*	,039
	Sig. (2-tailed)	,	,096	,164	,020	,092
	N	1862	1862	1862	1862	1862
YBET	Pearson Correlation	,039	1,000	,097**	,069**	,071**
	Sig. (2-tailed)	,096	,	,000	,003	,002
	N	1862	1862	1862	1862	1862
YFTSE100	Pearson Correlation	,032	,097**	1,000	,773**	,871**
	Sig. (2-tailed)	,164	,000	,	,000	,000
	N	1862	1862	1862	1862	1862
YDAX	Pearson Correlation	,054*	,069**	,773**	1,000	,858**
	Sig. (2-tailed)	,020	,003	,000	,	,000
	N	1862	1862	1862	1862	1862
YCAC40	Pearson Correlation	,039	,071**	,871**	,858**	1,000
	Sig. (2-tailed)	,092	,002	,000	,000	,
	N	1862	1862	1862	1862	1862

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

¹⁸ Корелационните матрици са съставени с помощта на SPSS 9.0.

Зависимостите на румънския индекс с останалите са аналогични, но малко по-силно изразени. Корелационните коефициенти в този случай са статистически значими, но показват липса на силно изразена зависимост, защото значенията им са все по-малки от 0.3. Очевидно за румънския пазар на акции могат да бъдат направени сходни изводи. В рамките на разглеждания период неговата доходност не зависи от тази на българския или на западноевропейските пазари.

Таблица 9

Коефициенти на корелация на доходността на петте индекса, определена за период от 10 дни

		YSOFIX10	YBET10	YFTSE10	YDAX10	YCAC10
YSOFIX10	Pearson Correlation	1,000	,180**	,037	,044	,039
	Sig. (2-tailed)		,000	,115	,056	,089
	N	1854	1854	1854	1854	1854
YBET10	Pearson Correlation	,180**	1,000	,116**	,052*	,107**
	Sig. (2-tailed)	,000		,000	,025	,000
	N	1854	1854	1854	1854	1854
YFTSE10	Pearson Correlation	,037	,116**	1,000	,825**	,899**
	Sig. (2-tailed)	,115	,000		,000	,000
	N	1854	1854	1854	1854	1854
YDAX10	Pearson Correlation	,044	,052*	,825**	1,000	,927**
	Sig. (2-tailed)	,056	,025	,000		,000
	N	1854	1854	1854	1854	1854
YCAC10	Pearson Correlation	,039	,107**	,899**	,927**	1,000
	Sig. (2-tailed)	,089	,000	,000	,000	
	N	1854	1854	1854	1854	1854

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

* . Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

След като насочим вниманието си към старите пазари на акции в Англия, Франция и Германия, ще открием *доста, дори много силно изразена краткосрочна зависимост*. Тя расте с увеличаване на сроковете, за които определихме доходността. За трите срока коефициентите на корелация между трите западноевропейски индекси показват, че е налице силно изразена статистическа зависимост, което подкрепя анализа на трендовите модели на западноевропейските индекси. Западноевропейските финансови пазари не само че следват общ тренд на развитие, но и са тясно обвързани в краткосрочен план чрез своята доходност – извод, който контрастира на направения за младите фондови борси – Софийската и Букурещката. Най-нисък корелационен коефициент наблюдаваме между дневната доходност на лондонския и франкфуртския пазар на първокласни акции (0.773), а най-висок – между парижкия и франкфуртския, определен въз основа на месечната доходност (0.939).

Таблица 10

Коефициенти на корелация на доходността на петте индекса,
определена за период от 30 дни

		Correlations				
		YSOFIX30	YBET30	YFTSE30	YDAX30	YCAC30
YSOFIX30	Pearson Correlation	1,000	,201**	,099**	,102**	,090**
	Sig. (2-tailed)	,	,000	,000	,000	,000
	N	1834	1834	1834	1834	1834
YBET30	Pearson Correlation	,201**	1,000	,145**	,041	,117**
	Sig. (2-tailed)	,000	,	,000	,079	,000
	N	1834	1834	1834	1834	1834
YFTSE30	Pearson Correlation	,099**	,145**	1,000	,855**	,921**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,	,000	,000
	N	1834	1834	1834	1834	1834
YDAX30	Pearson Correlation	,102**	,041	,855**	1,000	,939**
	Sig. (2-tailed)	,000	,079	,000	,	,000
	N	1834	1834	1834	1834	1834
YCAC30	Pearson Correlation	,090**	,117**	,921**	,939**	1,000
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000	,000	,
	N	1834	1834	1834	1834	1834

** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Във всички случаи линейната комбинация между доходността на старите индекси осигурява статистически значими и много високи корелационни коефициенти, което позволява моделирането и прогнозирането на техните стойности помежду им.

В крайна сметка анализът на краткосрочната зависимост между борсовите индекси ни дава основание да направим извода, че западноевропейските фондови пазари са много по-тясно свързани и с по-голяма степен на интеграция в сравнение с тези от Източна Европа. Това означава, че старите пазари реагират по един и същи начин и почти едновременно при поява на нова информация, отнасяща се до търгуваните акции. Изводите дотук подкрепят тезата, че западноевропейските фондови борси осигуряват пазар с по-висока степен на ефективност в сравнение с тези от нашия регион.

Дългосрочна линейна зависимост между борсовите индекси

Дългосрочната линейна зависимост между два динамични реда се измерва с т.нар. вектор на коинтеграция. Необходимите условия, въз основа на които може да се твърди, че две икономически променливи са коинтегрирани, т.е. че между тях е налице дългосрочна зависимост, са две. Едната е техните динамични редове да са интегрирани от първи порядък, а другата – линейната им комбинация да е стационарна. Дългосрочната зависимост не произтича от високия коефициент на корелация, а се свързва с идеята разликата между стойностите на динамичните редове да се “стреми” във времето към една постоянна средна.¹⁹

¹⁹ Вж. Уотшем, Т. Дж., К. Парамоу. Цит. съч., с. 336-338.

Установената силна краткосрочна зависимост между западноевропейските пазари не изключва хипотезата за наличие на дългосрочна такава. Същите мисли бихме могли да изразим и по отношение на новите пазари от България и Румъния – макар те да не са обвързани в краткосрочен план, може да се окаже, че в крайна сметка двата индекса се “стремят” към общо равновесие.

Първото условие от анализа за коинтегрираност е налице. Вече установихме, че и петте динамични реда са интегрирани от първи порядък (вж. табл. 5). Сега е необходимо да видим дали линейната комбинация между тях е стационарна. За целта ще съставим следните регресионни уравнения:

$$(12) \quad \text{SOFIX}_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{BET}_t + u_{1t}$$

$$(13) \quad \text{FTSE}_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{DAX}_t + u_{2t}$$

$$(14) \quad \text{FTSE}_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{CAC}_t + u_{3t}$$

$$(15) \quad \text{SOFIX}_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{FTSE}_t + u_{4t}$$

$$(16) \quad \text{BET}_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{FTSE}_t + u_{5t}$$

После ще проверим дали остатъците (u_t) притежават свойството стационарност. С първото уравнение ще установим дали българския и румънския индекси са коинтегрирани, а с второто и третото дали западноевропейските са в състояние на дългосрочно равновесие. Ако българския и румънския индекси се окажат дългосрочно обвързани и ако същото се окаже вярно за западноевропейските, е нужно да се търси проверка на хипотезата за коинтеграция между новите и старите пазари. Последната хипотеза ще проверим с теста за стационарност на остатъците в уравнения (15) и (16). От табл. 11 се вижда, че остатъците в трите уравнения не издържат теста за стационарност при равнище на значимост 99% в трите му разновидности.

Таблица 11

Резултати от разширения тест на Дики-Фулер при остатъците от регресионните модели на коинтеграция

Без свободен член и без включване на времето								
Лаг	t-статистика					Критична стойност		
	u_{1t}	u_{2t}	u_{3t}	u_{4t}	u_{5t}	1%	5%	10%
32	-2.2725	-1.6390	-2.3541	-2.3608	-2.8285	-2.57	-1.93	-1.60
Със свободен член и без включване на времето								
Лаг	t-статистика					Критична стойност		
	u_{1t}	u_{2t}	u_{3t}	u_{4t}	u_{5t}	1%	5%	10%
32	-2.2644	-1.6309	-2.3480	-2.4313	-2.9261	-3.43	-2.89	-2.58
Със свободен член и с времето като независима променлива								
Лаг	t-статистика					Критична стойност		
	u_{1t}	u_{2t}	u_{3t}	u_{4t}	u_{5t}	1%	5%	10%
32	-2.3191	-1.5959	-3.4800	-2.7014	-2.7926	-3.96	-3.40	-3.13

*С курсив са отбелязани случаите, в които се отхвърля нулевата хипотеза за наличие на тренд при 95-процентно равнище на значимост на теста.

Само при някои от линейните комбинации и не при всички варианти на теста може да се отхвърли нулевата хипотеза за наличие на единица корен в полза на алтернативната за стационарност на остатъците. В случая без свободен член и времето в помощния модел отчитаме наличие на дългосрочна зависимост между поведението на повечето борсови индекси в рамките на традиционно използваната значимост на статистическите тестове от 95%. Изключение прави само зависимостта между FTSE 100 и DAX.

Резултатите от приложения тест за стационарност не ни дават достатъчно основания да приемем категорично за вярна тезата, че анализирани динамични редове са коинтегрирани или взаимно свързани в дългосрочен времеви план. Бихме могли да кажем, че дългосрочна връзка между поведението на повечето двойки от борсови индекси съществува, но само въз основа на най-слабия тест за стационарност на остатъците – без свободен член и без включване на времето в спомагателния модел.

В крайна сметка резултатите от анализа на дългосрочната зависимост между петте борсови индекса не са достатъчно убедителни. Затова не можем да бъдем сигурни в дългосрочната зависимост между анализирани фондови пазари. Изводът за пазарните субекти, които инвестират едновременно на няколко от анализирани фондови борси, се заключава в това, че разликата между дохода, получен на различните пазари, не се колебае във времето около една постоянна средна величина (или че такава средна величина не може да бъде определена).

*

Резултатите от направения анализ ни дават основание да потвърдим тезата, че в съвременния свят на глобализиращи се финансови пазари различията в динамиката на цените и доходността до голяма степен намаляват. Този обобщаващ извод обаче се отнася само до старите пазари на акции в Европа. Те притежават високо ниво на ефективност, отличават се със сравнително по-малко колебание на цените и доходността, т.е. са по-безрискови в сравнение с новите борси от Източна Европа.

Нововъзникналите пазари не са така тясно обвързани помежду си, защото корелацията на доходността на тях не е статистически значима. Освен това те се отличават и с по-голяма степен на ценови колебания и риск. На свой ред отсъствието на високи корелационни зависимости между индексите от България и Румъния с тези от Западна Европа би трябвало да отразява *забавената реакция* на новите пазари по отношение на процеси и тенденции, идващи от глобалните финансови пазари. Със задълбочаване на процеса на интегриране на националния

Интеграцията на европейския фондов пазар

фондов пазар в глобалния ще наблюдаваме по-малко различия в характеристиките на индивидуалните трендови модели и в корелационните зависимости на доходността.

В бъдеще доходността на инвестициите на пазарните участници ще зависи все повече от глобални процеси и явления. Възможно е също реакцията на националния пазар по отношение на тези процеси да става с по-малко забавяне във времето.

Използвана литература:

Величкова, Н. Статистически методи за изучаване и прогнозиране развитието на социално-икономическите явления. С.: "Наука и изкуство", 1981.

Съйкова, И. и др. Статистическо изследване на зависимости. С.: УИ "Стопанство", 2002.

Уотшем Т., К. Паррамоу. Количественные методы в финансах. Москва: "Юнити", 1999.

Шарп, У., Г. Александер, Дж. Бейли. Инвестиции. Москва: "Инфра-М", 2001.

Brennan, M., T. Carroll. Preface to Quantitative Economics & Econometrics. 4-th edition. Cincinnati, Ohio: South-Western Publishing CO., 1987.

Maddala, G. S. Introduction to Econometrics. New York: Macmillan Publishing Company, 1988.

7.IV.2008 г.