

## **ВРЪЗКАТА РИСК-ОБЕМ НА ТЪРГОВИЯ НА НАЙ-ЛИКВИДНИТЕ БЪЛГАРСКИ АКЦИИ**

Гл. ас. д-р Валентин Милинов, ас. д-р Нигохос Канарян  
СА”Д.А.Ценов” – Свищов,  
Катедра „Финанси и кредит”

В предходно изследване доказахме, че българският фондов пазар се развива, като постепенно излиза от стадия на ниска ликвидност<sup>1</sup>. Рискът на фондовия пазар е частично обяснен от потока на информация към пазара, измерен чрез обема на търговия. Ние интерпретираме това като доказателство, че дневните данни за обема на търговия обхващат ефекта на информационния поток върху доходността на пазара. Оттук достигнахме до извода за повишаваща се степен на ефективност на фондовия ни пазар. В цитираното изследване българският фондов пазар бе представен от индекса на Българска фондова борса – София – SOFIX. От теоретична гледна точка, а и от практико –приложна, е интересно да се анализира връзката между риска и обема на търговия на отделните акции, които се търгуват на БФБ-София. В настоящата статия се прилагат нелинейни параметрични модели на авторегресионната условна хетероскедастичност. Причина за използването на тази методология е фактът, че стохастична природа на доходността на акциите се характеризира с променяща се дисперсия. Оттук би могло да се приеме за естествено да се използват моделите на авторегресионната условна хетероскедастичност, тъй като те описват тази природа на доходността.

---

<sup>1</sup> Милинов, В. и Н. Канарян, Връзката риск-обем на търговия на българския фондов пазар, сп. Бизнес управление, кн. 1, 2006

Статията е структурирана в четири части. Следващата част е прегледа на теоретичните постановки. Данните и методологията са в част втора. Емпиричните резултати са в третата част. Заключение е в четвъртата част.

## 1. Преглед на теоретичните постановки

Хипотезата за информационния поток е основа за изследванията на микроструктурата на финансовите пазари. Дж. Карпов открива положителна корелационна зависимост между обема на търговия и доходността на акциите<sup>2</sup>. П. Кларк, Дж. Таучен и М. Питс, Т. Андерсън използват модел на смес от разпределения, за да обяснят това явление<sup>3</sup>. Т. Коплънд, Р. Дженингс, Л. Стракс и Дж. Фелингам използват модел на последващата информация, за да обяснят положителната зависимост<sup>4</sup>.

Едно от най-честите обяснения на откритието на Дж. Карпов, се свързва с хипотезата за информационния поток. Доходността за деня на дадена акция е сума от доходностите в рамките на деня (уравнение 1).

$$R_t = \sum_{i=1}^{n_t} r_i, \quad (1)$$

където:

$R_t$  е доходността в ден  $t$ ;

$r_i$  е доходността в рамките на деня за определен времеви интервал (например 5, 10 или 15 минути);

---

<sup>2</sup> Karpoff, J. M., The relation between price changes and trading volume: A survey, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22, 1987, pp 109-126

<sup>3</sup> Clark, P. K. A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices, *Econometrica* 41, 1973, pp 135-156; Tauchen, G. and M. Pitts, The price variability – volume relationship on speculative markets, *Econometrica* 51, 1983, pp 485-505; Anderson, T. G. Return volatility and trading volume: an information flow interpretation of stochastic volatility, *Journal of Finance* 51, 1996, pp 169-204.

<sup>4</sup> Copeland, T. E., A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival, *Econometrica* 31, 1976, pp 135-156; Jennings, R. H., L. T. Starks, and J. C. Fllingham, An equilibrium model of asset trading with sequential information arrival, *Journal of Finance* 36, 1981, pp 143-161.

$n_t$  е броят на реализираните доходности в рамките на деня за определен времеви интервал.

Тъй като броят на реализираните доходности в рамките на деня за определен времеви интервал,  $n_t$ , е случайна величина, то следва, че дневната доходност има смесено нормално вероятностно разпределение, където  $n_t$  е смесващата променлива. Ако се допусне, че цените се изменят в следствие на регистрирането на информация на пазара, то тогава  $n_t$  ще представлява броя на реализациите на информация за даден ден. Положителната корелация между обема на търговия и абсолютната доходност произтича от това, че дисперсията на доходността и обема са относително положително корелирани с ненаблюдаема случайна величина  $n_t$ , която представлява потока от информация към пазара.

Т. Епс и М. Епс, В. Акгирай доказват, че наличието на хетероскедастичност е функция на потока информация на фондовия пазар<sup>5</sup>. Я. Морган открива, че обемът на търговия играе важна роля в обясняването на дисперсията на доходността<sup>6</sup>. Кр. Ламорйо и У. Ластрейпс емпирично изследват възможността дневната доходност на акциите да бъде генерирана от смес от разпределения, при които стохастичната смесваща променлива е допуснато да бъде нивото на потока информация<sup>7</sup>. Последното се предполага да бъде представено от обема на търговия. Те използват обобщеният модел на авторегресионната условна хетероскедастичност на Т. Болерслев<sup>8</sup> и откриват, че хетероскедастичността постепенно се изгубва, когато обемът на търговия се включи в уравнението на дисперсията.

---

<sup>5</sup> Epps, T. W. and M. L. Epps, The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes: Implications for the mixture of distributions hypothesis, *Econometrica* 44, 1976, pp 305-321; Akgiray, V., Conditional heteroskedasticity in time series of stock returns, evidence and forecasts, *Journal of Business* 62, 1989, pp 55-80.

<sup>6</sup> Morgan, I. Stock prices and heteroskedasticity, *Journal of Business* 49, 1976, pp 496-508

<sup>7</sup> Lamoureux, C. G. and W. D. Lastrapes, Heteroskedasticity in stock returns data: volume versus GARCH effects, *Journal of Finance* 45, 1990, pp 221-229.

<sup>8</sup> Bollerslev, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, *Journal of Econometrics* 31, 1986, pp 307-327.

Една от причините за успеха на GARCH моделите да описват доходността на финансовите инструменти е хипотезата за информационния поток. В уравнение 1 дневната доходност е генерирана от зависим стохастичен процес, в който  $R_t$  е подчинен на  $r_t$ , а  $n_t$  е насочващ процес<sup>9</sup>. Предполага се, че  $n_t$  е независим от  $r_t$ , но е серийно корелиран. Поради случайността на  $n_t$  Централната пределна теорема не може да се приложи. Оттук  $R_t$  има смесено нормално разпределение, а уравнение 1 се записва като уравнение 2. В него дневната доходност условна на броя на постъпванията на информация на пазара,  $n_t$ , е нормално разпределена със средна стойност нула и дисперсия, която отразява интензитета на постъпленията на информация.

$$R_t | n_t \sim N(0, \sigma^2 n_t) \quad (2)$$

Кр. Ламоро и У. Ластрейпс представят серийната корелираност на  $n_t$  чрез авторегресионен процес (уравнение 3).

$$n_t = k + b(L)n_{t-1} + u_t, \quad (3)$$

където:

$k$  е константа;

$b(L)$  е лагов полином от порядък  $q$ ;

$u_t$  е бял шум.

Ако  $\Omega_t = E(\varepsilon_t^2 | n_t)$  и смесения модел е валиден, то  $\Omega_t = \sigma^2 n_t$ .

Оттук заместването на израза за дисперсията в авторегресионния модел от уравнение 3 води до ново уравнение 4. Последното обхваща устойчивостта в условната дисперсия, която може да се моделира с GARCH моделите. Тъй като  $n_t$  не е наблюдаема

<sup>9</sup> Mandelbrot, B. and H. Taylor, On the distribution of stock price differences, *Operations Research* 15, 1967, pp 1057-1062; Clark, P. K. A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices, *Econometrica* 41, 1973, pp 135-156; Westerfield, R. The distribution of common stock price change: An application of transactions time and subordinated stochastic models, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 12, 1977, pp 743-765; Harris, L. E. Transaction data tests of the mixture of distributions hypothesis, *Journal of Financial Quantitative Analysis* 22, 1987, pp 127-141.

<sup>10</sup> Символът "I" се интерпретира "при условие", а "~" - "се разпределя".

величина, то обемът на търговия се приема за заместител на информационния поток.

М. Орман и Е. Макензи емпирично изследват връзката между хетероскедастичността в редовете на доходността на акциите, търгувани във Обединеното кралство и обема на търговия<sup>11</sup>. Те достигат до изводите, направени от Кр. Ламоро и У. Ластрейпс. Устойчивостта на променливостта, измервана чрез GARCH модел, се свежда до незначителна, когато в уравнението на условната дисперсия се въведе обема на търговия. Допълнителните тестове на остатъците на GARCH модела показват, че хетероскедастичността не изчезва изцяло, както Кр. Ламоро и У. Ластрейпс откриват за акциите, търгувани на американската фондова борса.

Ако Кр. Ламоро и У. Ластрейпс са изследвали само 20-те най-активно търгувани акции (чиито опции се търгуват на CBOE), то Дж. Шарма, М. Мугу и Р. Камат разглеждат американския фондов пазар, от гледна точка на NYSE<sup>12</sup>. Техните резултати са съвместими с тези на М. Орман и Е. Макензи. Те откриват значима хетероскедастичност в редовете на доходността на индекса на нийоркската фондова борса, но резултатите им не подкрепят предположението за условно нормално разпределение. Те използват GARCH модел с t-разпределение<sup>13</sup>. Въвеждането на обема на търговия, като заместител на нивото на информационния поток, в уравнението на условната дисперсия не намалява хетероскедастичността напълно. Въпреки това обемът значително улеснява обяснението за наличието на GARCH ефект.

Изследването е мотивирано основно от получените резултати от предходното ни изследване, което доказва връзката риск-обем на

---

<sup>11</sup> Orman, M. F. and E. McKenzie, Heteroskedasticity in stock returns data revisited: Volume versus GARCH effects, *Applied Financial Economics* 10, 2000, pp 553-560.

<sup>12</sup> Sharma, J. L., M. Mougoue, and R. Kamath, Heteroskedasticity in stock market indicator return data: Volume versus GARCH effects, *Applied Financial Economics* 6, 1996, pp 337-342.

<sup>13</sup> То е предложено от Bollerslev, T. A conditionally heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return, *Review of Economics and Statistics*, 1987, pp 542-546.

търговия на фондовия пазар, представен от индекса SOFIX. Това естествено налага необходимостта от търсене на съществуването на подобна връзка в акциите, листвани на фондовата ни борса. Ако се докаже възможността на дневните данни за обема на търговия да обхванат ефекта на информационния поток върху доходността на отделните акции, то това ще е някаква отправна точка за степента им на ефективност.

Ако в изследването се докаже, че GARCH ефектът в доходността на акциите е обяснен от обема на търговия, то това ще има две важни последици. Първо подобно доказателство е с характер на принос в изследването на акции от фондови пазари с ниска степен на ликвидност. Второ обемът на търговия би могъл да се приеме като заместител на информационния поток в обясняване на условната дисперсия на доходността на акциите.

## 2. Данни и методология

Първоначално на анализ бяха подложени дневните данни на акциите на 14 от най-търгуваните дружества<sup>14</sup> за периода януари 2000 – декември 2005 г. За целите на изследването възвръщаемостта на акциите е изчислена за всеки работен ден, като е използвана формулата:

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right), \quad (4)$$

където:

$R_t$  е възвръщаемостта на акцията в ден  $t$ ;

$P_t$  е цената на акцията в ден  $t$ ;

$P_{t-1}$  е цената на акцията в ден  $t-1$ .

---

<sup>14</sup> „Албена” АД, „Албена Инвест Холдинг” АД, „Биовет” АД, „Благоевград БТ” АД, „Булгартабак Холдинг” АД, Индустириален холдинг „България” АД, „Неохим” АД, „Петрол” АД, „Синергон холдинг” АД, „Софарма” АД, „Слънчев бряг” АД, „София БТ” АД, „Златни пясъци” АД.

Моделът на Т. Болерслев е известен като модел на обобщената авторегресионна условна хетероскедастичност, който е означаван GARCH. Резултатите от редица изследвания доказват предимството на GARCH моделите при прогнозиране на дисперсията за целите на портфейлната селекция, рисковия анализ, оценката на опции и предлагат обобщения модел на авторегресионната условна хетероскедастичност – GARCH (1,1)<sup>15</sup>, който има спецификацията от уравнение 5.

$$\begin{aligned} R_t &= \mu + e_t & e_t | I_{t-1} &\sim N(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= \omega + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2, \end{aligned} \quad (5)$$

където:

$\mu$  е константа;

$\sigma_t^2$  е условната дисперсия в период  $t$ ;

$\omega, \alpha_1, \beta_1$  са параметри на уравнението на условната дисперсия;

$e_t$  са отклонения от модела условни към информация в период  $t-1$ ,  $I_{t-1}$ , които имат нормално разпределение със средна нула и дисперсия  $h_t$ .

По принцип коефициентът, измерващ ARCH ефекта,  $\alpha_1$ , е разглеждан като коефициент на “новините”. Високите стойности на този коефициент означават, че последните новини имат по-голямо влияние върху доходността. Коефициентът, измерващ GARCH ефекта,  $\beta_1$ , отразява влиянието на “старите новини”. Високите му стойности свидетелстват, че шоковете към условната дисперсия дълго време утихват, което означава висока устойчивост на изменчивостта. Сумата от коефициентите  $\alpha_1$  и  $\beta_1$  трябва да бъде по-малка от 1, ако доходността има стационарен процес. Само в този

<sup>15</sup> По-подробно виж Канарян, Н. Класификация на моделите за управление на риска, Бизнес управление, кн. 4, 2003.

случай срочната структура на условната изменчивост ще клони към дългосрочната изменчивост, която се определя от уравнение 6.

$$\sigma^2 = \frac{\omega}{1 - (\alpha_1 + \beta_1)} \quad (6)$$

За изследване ефекта на обема на търговия, върху условната дисперсия уравнение 5 ще се допълни с нова променлива  $V_t$ . По този начин се получава уравнение 7.

$$\begin{aligned} R_t &= \mu + e_t \quad e_t | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= \omega + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma V_t, \end{aligned} \quad (7)$$

където:

$V_t$  е обема на търговия за ден  $t$ .

Допълнително ние въвеждаме нов показател за измерител на информационния поток на акциите, който е равен на отношението между дневния обем на търговия и броя на свободно търгуваните акции (т.нар. *free float*). Под „*free float*” се разбира делът на акциите, които са налични за покупка за инвеститорите. По принцип това е частта от акциите, която не се държи от стратегически, мажоритарни, акционери. Това ни дава основание да смятаме, че именно този показател би трябвало да е заместител на информационния поток, тъй като ако се търгуват обеми над „*free float*”, то това би било сигнал за инвеститорите, че някои от стратегическите инвеститори продава, подтикнат от някаква информация.

$$\begin{aligned} R_t &= \mu + e_t \quad e_t | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= \omega + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \delta f_t, \end{aligned} \quad (8)$$

където:

$f_t$  е отношението между дневния обем на търговия и броя на свободно търгуваните акции за ден  $t$ .

Изчисляването на вектора от параметри,  $\theta_0$ , на моделите от уравнения 5, 7 и 8 става посредством метода на максималното



правдоподобие (Maximum Likelihood Method), който се състои в максимизиране логаритмичната функция на правдоподобие (уравнение 9). Максимизирането на логаритмичната функция на правдоподобие се извършва чрез оптимизационния алгоритъм - Marquardt.

$$L_T(\theta) = T^{-1} \sum_{t=1}^T l_t(\theta_0) \quad (9)$$

$$l_t(\theta_0) = -\frac{1}{2} \log h_t - \frac{1}{2} e_t^2 h_t^{-1}$$

### 3. Резултати

Описаната методология бе приложена към данните за четиринадесетте акции. За девет от акциите<sup>16</sup> оценките на параметрите на уравненията не са съвместими с изискуемите на модела, което не ни дава възможност да изведем изводи за тях, въпреки че бяха използвани редица алгоритми и методи за оценка на параметрите, то нито един от тях не доведе до ефективни оценки. Това леко затруднява сравнителния анализ.

В таблица 1 са представени сумите от коефициентите  $\alpha_1, \beta_1$ , в уравненията на условната дисперсия. В първата колона е дадена сумата на споменатите коефициенти за уравнение 5. За всичките акции е характерна много висока устойчивост на променливостта, което означава, че влиянието на информационните шокове върху доходността и риска утихва много бавно.

По-голям интерес представляват резултатите, представени във втората колона. Според Кр. Ламоро и У. Ластрейпс статистически значимата серийна корелация на обема на търговия и положителната стойност на коефициента  $\gamma$ , трябва да доведат до ниски и незначими

<sup>16</sup> „Неохим” АД, „Петрол” АД, „Синергон холдинг” АД, „Софарма” АД, „Слънчев бряг” АД, „София БТ” АД, „Златни пясъци” АД.

стойности на параметрите  $\alpha_1, \beta_1$ . Същевременно, сумата от коефициентите  $\alpha_1, \beta_1$  също трябва да намалее.

**Таблица 1. Резултати от регресионните модели<sup>17</sup>**

	Уравнение 5	Уравнение 7	Уравнение 8
„Албена” АД	0.9956	0.9879	0.9879*
„Албена Инвест Холдинг” АД	0.9666	0.4650=	0.4651=
„Биовет” АД	0.9830	0.9684	0.9684
„Благоевград БТ” АД	0.8478	0.7947	0.7947
„Булгартабак Холдинг” АД	0.9947	0.7531*	0.6254*
Индустриален холдинг „България” АД	0.9970	0.9929	0.9922*

*Забележка: \* означава значимост на коефициента, а \*\* значимост при 10% риск от грешка. В скобите са дадени стандартните грешки на коефициентите.*

Данните показват, че включването на обема на търговията в уравнението на дисперсията не води до намаляване на статистическата значимост на параметрите за повечето акции. За „Албена” АД и Индустиален холдинг „България” АД сумата от коефициентите  $\alpha_1, \beta_1$  не намалява, въпреки въвеждането в уравнението на дисперсията на обема на търговия и предложения от нас коефициент от уравнение 8.

Коефициентите  $\delta$  и  $\gamma$  в уравнения 7 и 8 за „Благоевград БТ” АД и „Булгартабак Холдинг” АД са статистически значими, но статистическата значимост на коефициентите  $\alpha_1, \beta_1$  остава, въпреки че сумата им е по-ниска след въвеждането на факторите. Интересни са резултатите за „Албена Инвест Холдинг” АД. Положителната стойност на коефициента  $\gamma$  и  $\delta$  е съвместимо с твърденията на Кр. Ламоро и У. Ластрейпс. Въвеждането на обема на търговия, като заместител на нивото на информационния поток, в уравнението на условната дисперсия намалява хетероскедастичността напълно.

<sup>17</sup> Пълните резултати за оценките на параметрите от оценяваните модели за всяка една акция не са представени, поради ограничението за максимален обем, но те са на разположение на заинтересованите при поискване от авторите.

Опита да въведем нов измерител на информационния поток се оказа за момента безплоден, тъй като дава същите резултати като обема на търговия. Все пак ние не се отказваме да изследваме проблема в друг период.

#### **4. Заключение**

Настоящата статия е едно от изследванията на българския фондов пазар, което цели да се разкрият основните му характеристики. Българският фондов пазар спада към групата на развиващите се пазари с ниска степен на ликвидност. Статията изследва влиянието на информационния поток върху риска на най-търгуваните акциите на фондовия ни пазар.

Резултатите от изследването са противоречиви. Ние не можем да дадем категоричен отговор на въпроса за връзката между риска и обема на търговия на най-ликвидните акции, търгувани на българския фондов пазар. Към настоящия момент можем да твърдим, че българските акции се характеризират с висока устойчивост на променливостта. Върху риска и доходността голямо влияние оказват миналите новини, като това влияние е отшумява много бавно.