

Таким образом, в дополнение к описанным выше факторам, влияющим на количество показов, конверсию и продажи в целом, можно отнести и цену, которая в равной степени влияет на все эти показатели и продолжает быть одним из основных рычагов, влияющих на продажи, несмотря на реалии электронных рынков.

Список использованных источников

1. Головенчик, Г. Г. Цифровизация белорусской экономики в современных условиях глобализации / Г. Г. Головенчик. – Минск: Изд. центр БГУ, 2019. – 257 с.
2. Разуваев, Д. М. Международная электронная торговля, проблемы и перспективы развития: дис. канд. экон. наук: 08.00.14 / Д. М. Разуваев. – М.: Московский ун-т потреб. кооп., 2004. – 175 с.
3. Digital economy compass 2018 // Statista [Electronic resource]. – Mode of Access: https://static2.statista.com/download/pdf/%20Digital_Economy_Compass_2018.pdf. – Date of access: 05.11.2019.
4. Retail e-commerce sales worldwide from 2014 to 2021 // Statista [Electronic resource]. – Mode of Access: <https://www.statista.com/%20statistics/379046/worldwide-retail-e-commerce-sales> – Date of access: 06.11.2019.
5. 2017 Global 1000. Internet Retailer Rankings of the World's Top 1000 E-Retailers // Digital Commerce 360 [Electronic resource]. – Mode of Access: <https://www.digitalcommerce360.com/product/global-1000-retailers/> – Date of access: 06.11.2019.

МНОГОМЕРНЫЕ МОДЕЛИ GARCH В ИССЛЕДОВАНИИ ВОЛАТИЛЬНОСТИ КУРСОВ АКЦИЙ

Л. М. Туктамышева,

канд. экон. наук, доцент кафедры математических методов и моделей в экономике Оренбургского государственного университета, г. Оренбург

Известно, что изменение волатильности одного временного ряда приводит к изменению волатильности в других. Курсы акций компаний одного сектора характеризуются сходными свойствами, связанными с изменением волатильности (кластеризации волатильности) [1]. Рассмотрение многомерных моделей GARCH позволяет исследовать условные взаимные ковариации, которые большинства финансовых временных рядов могут меняться со временем. Такие модели полезны при решении задачи оптимального портфельного инвестирования.

Одними из первых многомерную модель условной гетероскедастичности (VECH) предложили Т. Боллерслев, Р.Энгл и Д. Вулдридж [2]. Предложенная ими модель VECH имеет недостатки, связанные с отсутствием гарантии положительной определенности условной ковариационной матрицы, а также необходимостью оценивания большого числа параметров.

В 1995 году Баба, Энгл, Кронер и Крафт предложили модель BEKK, которая решает недостатки VECH [3]. Рассматривается процесс вида (1):

$$e_t | \Omega_{t-1} \in N(0, \Sigma_t) \quad (1)$$

Матрица условной ковариации (2) в этой модели оценивается как:

$$\Sigma_t = M^T M + \sum_{i=1}^q A_i^T e_{t-i} e_{t-i}^T A_i + \sum_{j=1}^p B_j^T \Sigma_{t-j} B_j, \quad (2)$$

где Σ_t – условная ковариационная матрица; M – верхняя треугольная матрица параметров с $d(d+1)/2$ ненулевыми элементами; A , B – квадратные матрицы параметров размерности $(d \times d)$; d – число временных рядов; q, p – порядок модели GARCH.

Число параметров модели можно определить по формуле (3):

$$d^2(p+q) + d(d+1)/2 \quad (3)$$

Энгл и Кронер доказали, что для порядка модели ВЕКК равного единице и при $p = q = 1$ процесс e_t является слабо стационарным, матрицы A_1, B_1 являются диагональными [4]. При таких ограничениях ковариационная матрица (4):

$$\Sigma_t = M^T M + A^T e_{t-1} e_{t-1}^T A + B_1^T \Sigma_{t-1} B_1 \tag{4}$$

В этом случае число параметров (5):

$$2d + d(d + 1) / 2 \tag{5}$$

Диагональная ВЕКК модель имеет вид (6):

$$\Sigma_t = M^T M + A^T e_{t-1} I_{t-1} e_{t-1}^T A + B^T \Sigma_{t-1} B \tag{6}$$

где $I_t = \begin{cases} 1 & \text{если } e_t < 0; \\ \text{иначе равен } 0 & \end{cases}$ [5].

Оценивание проведем по рядам динамики акций компаний Новатек (P_1), Сургутнефтегаз (P_2), Татнефть (P_3). Данные представлены ценами акции на момент закрытия торгов с 8 января 2014 года по 1 ноября 2019 года.

Приведем данные к стационарному виду по формуле (7):

$$r_{j,t} = \ln\left(\frac{P_{j,t}}{P_{j,t-1}}\right), j = 1, 2, 3. \tag{7}$$

Полученные ряды проверили на стационарность на основе тестов Дики-Фуллера, Филлипса-Перрона, Квятковского-Филлипса-Шмидта-Шина. Проверка наличия ARCH-эффекта проводилась на основе F-теста и LM-теста.

Оценивались диагональные ВЕКК модели, а также пороговые диагональные ВЕКК модели. В таблице 1 представлены значения информационных критериев по оцениваемым моделям.

Таблица 1 – Результаты сравнения многомерных моделей условной гетероскедастичности

Модель	Критерий Акаике	Критерий Шварца	Критерий Хеннана-Куна
Диагональная ВЕКК, GARCH(0,1)TARCH(1)	-16,94	-16,90	-15,92
Диагональная ВЕКК, GARCH(0,1)TARCH(2)	-16,93	-16,88	-15,91
Диагональная ВЕКК, GARCH(0,2)TARCH(1)	-16,94	-16,89	-15,91

Оценивание проводилось методом максимального правдоподобия в ППП Eviews. Оценка r_t (формула 8) представляет собой сумму константы и случайной ошибки $e_{j,t}$:

$$r_t = \begin{pmatrix} r_{1,t} \\ r_{2,t} \\ r_{3,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0,00089 \\ 0,00002 \\ 0,00087 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \\ e_{3,t} \end{pmatrix} \tag{8}$$

Оценка матрицы условных ковариаций находится по формуле 6 [1]. На рисунке 1 представлены результаты оценивания диагональных матриц M, A, B .

Условная ковариационная матрица размерности 3×3 . Запишем оценку условной дисперсии для Новатек, Сургутнефтегаз и Татнефть соответственно (формулы 9–11):

$$\hat{\sigma}_{1,t}^2 = 0,0000083 + 0,0264e_{1,t-1}^2 + 0,048e_{1,t-1}^2 I_{t-1} + 0,9238\sigma_{1,t-1}^2 \tag{9}$$

$$\hat{\sigma}_{2,t}^2 = 0,00000161 + 0,0754e_{2,t-1}^2 + 0,0248e_{2,t-1}^2 I_{t-1} + 0,9149\sigma_{2,t-1}^2 \tag{10}$$

$$\hat{\sigma}_{3,t}^2 = 0,0000039 + 0,0236e_{3,t-1}^2 + 0,04347e_{3,t-1}^2 I_{t-1} + 0,94575\sigma_{3,t-1}^2 \tag{11}$$

Оценки моделей остальных элементов матрицы (формулы 12–14):

$$\hat{cov}_{1t,2t} = 0,0446e_{1,t-1} e_{2,t-1} + 0,0345e_{1,t-1} I_{t-1} e_{2,t-1} I_{t-1} + 0,91935cov_{1t-1,2t-1} \tag{12}$$

$$\hat{cov}_{1t,3t} = 0,0249e_{1,t-1}e_{3,t-1} + 0,0456e_{1,t-1}I_{1,t-1}e_{3,t-1}I_{3,t-1} + 0,9347cov_{1t-1,3t-1} \quad (13)$$

$$\hat{cov}_{2t,3t} = 0,04223e_{2,t-1}e_{3,t-1} + 0,03288e_{2,t-1}I_{2,t-1}e_{3,t-1}I_{3,t-1} + 0,9302cov_{2t-1,3t-1} \quad (14)$$

На основе полученных результатов можно формировать оптимальный портфель. На практике оптимальный портфель формируется за счет большего числа наименований акций, в этих случаях ковариационная матрица, соответственно, будет большей размерности и выписать ее элементы в виде формул (9–14) представляется затруднительным в силу их большого числа.

Transformed Variance Coefficients				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
M(1,1)	8.30E-06	1.49E-06	5.581348	0.0000
M(2,2)	1.62E-06	5.82E-07	2.778958	0.0055
M(3,3)	3.98E-06	1.03E-06	3.857361	0.0001
A1(1,1)	0.162441	0.018286	8.883124	0.0000
A1(2,2)	0.274610	0.008721	31.48895	0.0000
A1(3,3)	0.153809	0.012899	11.92379	0.0000
D1(1,1)	0.219095	0.027716	7.904970	0.0000
D1(2,2)	0.157690	0.025949	6.076833	0.0000
D1(3,3)	0.208511	0.024153	8.632929	0.0000
B1(1,1)	0.961149	0.005496	174.8660	0.0000
B1(2,2)	0.956514	0.002417	395.7923	0.0000
B1(3,3)	0.972499	0.003708	262.2555	0.0000

Рисунок 1 – Оценки диагональных элементов матриц М, А, В

Список использованных источников

1. Туктамышева, Л. М. Прогнозирование волатильности курсов акций нефтяных компаний на основе многомерных моделей / Туктамышева Л. М. // Сотрудничество Республики Беларусь и Оренбургской области в инновационной деятельности : материалы Междунар. науч.-практ. конф., 20 нояб. 2018 г., Оренбург / Федер. гос. бюджет. образоват. учреждение высш. образования "Оренбург. гос. ун-т", Белорус. гос. экон. ун-т; науч. ред. Ермакова Ж. А., Шимов В. Н. – Электрон. дан. – Оренбург : Университет, 2018. – С. 264–267.
2. Bollerslev T. Capital asset pricing model with time-varying covariances / T. Bollerslev, R. F. Engle, J. M. Wooldridge // The Journal of Political Economy. – 1988. – Vol. 96, N. 1. – P. 116–131.
3. Engle, R.F., Kroner, K.F., 1995, Multivariate simultaneous GARCH. Econometric Theory, vol 11, 122–150.
4. Engel, R.F. Dynamic Conditional Correlation – A Simple Class Of Multivariate GARCH Models / R.F. Engel // Journal of Business and Economic Statistics. 2002. 20(3). P. 339–350.
5. Zakoïan J. M. Threshold Heteroskedastic Models / J. M. Zakoïan // Journal of Economic Dynamics and Control. 1994. – №18. – P. 931–944.

КАЧЕСТВО ТОВАРОВ СЕЛЬСКОХОЗЯЙСТВЕННОЙ ПРОДУКЦИИ КАК ФАКТОР КОНКУРЕНТОСПОСОБНОСТИ ПРЕДПРИЯТИЙ

Ж. А. Усенова,
 магистр экономических наук, старший преподаватель кафедры маркетинг
 Казахский Агротехнический университет им. С. Сейфуллина, г. Нур-Султан

В настоящее время проблема повышения качества становится основополагающим критерием улучшения качества жизни, социально-экономической, внешнеэкономиче-