

Д. О. Пріма, асистент, аспірант
кафедри економіко-математичного моделювання,
ДВНЗ «КНЕУ імені Вадима Гетьмана»

АНАЛІЗ СЕРІЙНОЇ КОРЕЛЯЦІЇ У ДАНИХ НА УКРАЇНСЬКОМУ ФОНДОВОМУ РИНКУ

АНОТАЦІЯ. Стаття присвячена дослідженню автокореляції у часових рядах доходностей на українському фондовому ринку. Проаналізовано часові ряди доходностей акцій на наявність автокореляції і доведено її існування на основі автокореляційної функції, часткової автокореляційної функції та статистики Льюнга-Бокса.

АННОТАЦИЯ. Статья посвящена исследованию автокорреляции во временных рядах доходностей на украинском фондовом рынке. Проанализированы временные ряды доходностей акций на наличие автокорреляции и доказано ее существование на основе автокорреляционной функции, частной автокорреляционной функции и статистики Льюнга-Бокса.

ANNOTATION. The article describes an autocorrelation in return time series on the Ukrainian stock market. During the analysis of stock return time series it was proved the existence of autocorrelation based on the autocorrelation function, partial autocorrelation function and Ljung-Box statistics.

КЛЮЧОВІ СЛОВА: Автокореляція, часові ряди доходностей, автокореляційна функція, статистика Льюнга-Бокса, фондовий ринок, відсутність нормального розподілу, моделювання оптимального портфеля цінних паперів.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА. Автокорреляция, временные ряды доходностей, автокорреляционная функция, статистика Льюнга-Бокса, фондовый рынок, отсутствие нормального распределения, моделирование оптимального портфеля ценных бумаг.

KEY WORDS. Autocorrelation, return time series, autocorrelation function, Ljung-Box statistics, stock market, lack of normal distribution, optimal portfolio modeling.

Постановка проблеми

Протягом останніх років моделювання оптимального портфеля цінних паперів на ринках, що розвиваються, привертає все більшу увагу вчених та практиків. Не дивлячись на неспокійні часи, які вони переживають, ринки, що розвиваються зберігають потенційно привабливе співвідношення ризику та доходності, що продовжує приваблювати міжнародний капітал на ці ринки.

Але моделювання оптимального портфеля цінних паперів на ринках, що розвиваються ускладнюється певними особливостями, які є характерними для цих ринків. Значний вплив на розвиток цих ринків здійснюють неекономічні фактори, наприклад політичний. Через вплив неекономічних факторів на ринках дуже часто відбуваються аномальні події. Наприклад, різке спадання чи зростання ціни певного фінансового активу. Подібні аномалії призводять до відхилення розподілу фінансових даних від нормального розподілу. Тому, використання на ринках, що розвиваються, класичної портфельної теорії є небажаним, оскільки це може призвести до недооцінювання портфельного ризику.

Звичайно, не можна забувати той факт, що традиційна портфельна теорія, заснована на середньому та дисперсії (запропонована Гаррі Марковіцем у 1952 році) стала основою для прийняття рішень щодо розміщення активів. Але стандартне припущення у цій системі поглядів полягає у тому, що майбутні доходності активів будуть незалежними від періоду до періоду і нормально розподіленими.

Тому постає питання про те, що робити, якщо доходності активів не є нормально розподіленими. І як врахувати вплив відхилення розподілу даних від нормального розподілу на процес стратегічної оптимізації розміщення активів? Для відповіді на ці запитання необхідно провести комплексне дослідження відхилення розподілу від нормального у процесі розміщення активів на ринках, що розвиваються, оскільки це допоможе більш адекватно оцінювати портфельний ризик саме у випадку екстремальних неочікуваних негативних подій. Питання адекватної оцінки портфельного ризику в процесі моделювання оптимального портфеля на ринках, що розвиваються, є особливо важливим у зв'язку з постійною нестабільністю таких ринків, коли наслідки помилкових рішень стають критичними.

Деякі аспекти проблеми моделювання в умовах відхилення розподілу від нормального відображені в роботах таких вітчизняних учених, як Вітлінський В. В., Камінський А. Б., Пешко О. В., Черняк О. В. Серед зарубіжних авторів слід відмітити Бекерта Г. (Geert Bekaert), Ерба К. (Claude B. Erb), Харві К. (Campbell R. Harvey) і т.д.

Тим не менше, багато питань, пов'язаних з розподілами фінансових активів саме на українському фондовому ринку, а також моделюванням оптимального портфеля, не зважаючи на свою актуальність, — є нерозв'язаними.

Таким чином, є очевидним, що питання впливу відхилення розподілу даних від нормального розподілу на процес моделювання оптимального портфеля на ринках, що розвиваються, є актуальним. Саме це і визначило тему, ціль і завдання статті.

Ціль статті — на основі аналізу найбільш ліквідних акцій українського фондового ринку довести існування на нашому ринку такої категорії відхилення розподілу даних від нормального, як серійної кореляції і проаналізувати її.

Для досягнення зазначеної цілі поставлено і розв'язано наступні завдання:

1. Відібрати з кошику індексу UX (Українська біржа) емітентів, історія щоденних котирувань яких складає не менше ніж рік і розрахувати для них доходність.

2. Дослідити отримані часові ряди на автокореляцію за допомогою автокореляційної функції, часткової автокореляційної функції та статистики Льюнга-Бокса в економетричному пакеті Eviews.

3. Усереднити котирування тих самих емітентів за кілька днів і знову дослідити отримані часові ряди на автокореляцію.

4. Здійснити економічну інтерпретацію результатів.

Виклад основного матеріалу

Перш ніж перейти до розрахунків зазначимо, що кожен ринкову аномалію можна віднести до сфери дії того чи іншого типу відхилення розподілу від нормального. Існує три головних категорії відхилення розподілу від нормального.

1. **Серійна кореляція:** основою багатьох традиційних теорій розміщення активів є припущення про те, що доходності активу від періоду до періоду є незалежними і однаково розподіленими. Однак, якщо на доходність за даний період впливає доходність за попередні періоди, тоді необхідно оцінювати цей вплив. Серійна кореляція, якщо її не коригувати у даних, що аналізуються, буде приховувати справжню волатильність активів і призводити до недооцінки сукупного портфельного ризику.

2. **Тяжкі ліві «хвости»** (негативний скіс та ексцес, що перевищує показник нормального розподілу): друга форма відхилення від нормального розподілу полягає у тому, що негативні доходності, які спостерігаються, є значно більшими і мають більшу ймовірність, ніж це припускається у нормальному розподілі. Теорія розміщення активів, заснована на нормальному розподілі, нехтує і частотою, і величиною екстремальних негативних подій,

так само як і їх потенційним впливом на портфельну доходність і результативність змодельованого портфеля.

3. Відсутність лінійного зв'язку: проста кореляція, яка часто використовується у традиційних моделях розміщення активів, припускає лінійний зв'язок між активами, тобто вважається, що зв'язок між змінними у екстремальних випадках є тим самим, що і при менш екстремальних значеннях. Однак, у багатьох випадках кореляції в екстремальних умовах є дещо іншими ніж у нормальних умовах. Іншими словами, припущення про сподівану лінійну кореляцію не підтверджується і разом активи поводять себе по іншому. Зв'язок між ними, насправді, є нелінійним, а припущення про лінійність (з використанням матриць лінійної кореляції) сприяє недооцінюванню ймовірності сукупних негативних доходностей в екстремальних умовах.

Дану статтю присвячено дослідженню першої категорії відхилення розподілу від нормального (серійної кореляції) саме на українському фондовому ринку.

Для дослідження було використано найбільш ліквідні акції — з кошику індексу UX (Української біржі). З усього кошику було відібрано акції восьми емітентів, історія котирувань яких складала не менше ніж рік. Це такі емітенти: ALMK (Алчевський металургійний комбінат), AZST (комбінат «Азовсталь»), BAVL (Райффайзен Банк Аваль), CEEN (Центренерго), ENMZ (Єнакієвський металургійний завод), UNAF (Укрнафта), USCB (Укосоцбанк), ZAEN (Західенерго).

Було взято щоденні котирування починаючи з 01.04.09, коли на українському фондовому ринку припинилось глобальне кризове падіння — і знову почалося зростання (кризове падіння не варто враховувати, оскільки це може спотворити результати моделювання).

Далі, було розраховано середню ціну за кожною акцією:

$$P_i = \frac{P_{ask_i} + P_{bid_i}}{2},$$

де P_{ask_i} — щоденна максимальна ціна акції; P_{bid_i} — щоденна мінімальна ціна акції.

Після цього було розраховано доходності за формулою:

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}.$$

Наступним кроком було дослідження отриманих часових рядів на автокореляцію.

Як вже зазначалося автокореляція — це кореляційний зв'язок між значеннями одного і того ж випадкового процесу в різні моменти часу. Цей зв'язок характеризує автокореляційна функція (АКФ). У загальному випадку АКФ характеризує залежність між часовим рядом і тим же рядом, але зсунутим на деякий проміжок часу, який називається лагом.

Вибірковий аналог АКФ — це корелограма.

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2}.$$

На корелограмі зображуються коефіцієнти автокореляції та відмічається діапазон у розмірі двох стандартних помилок на кожному лазі.

Відповідником АКФ є вибіркова часткова автокореляційна функція (ЧАКФ), але після вилучення впливу проміжних лагів:

$$r_k^* = \frac{\sum_{t=k+1}^T y_t^* y_{t-k}^*}{\sum_{t=1}^T (y_{t-k}^*)^2},$$

де y_t^* та y_{t-k}^* є залишками з регресії y_t і y_{t-k} .

Отже, ЧАКФ є поглибленням поняття звичайної автокореляційної функції. Часткова автокореляція дає більш «чисту» картину періодичних залежностей.

Крім того, буде розраховано статистику Льюнга-Бокса:

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^p \frac{r_k^2}{T-k},$$

де T — розмір вибірки, r_k — коефіцієнт автокореляції на лазі k , p — кількість лагів, що тестуються. За допомогою Q -статистики перевіряється автокореляція високих порядків.

Розрахунки АКФ, ЧАКФ та Q -статистики для кожного емітента здійснювались у пакеті Eviews.

У результаті розрахунків було отримано корелограми та значення АКФ, ЧАКФ, Q -статистики по восьми емітентам.

Оскільки вигляд корелограм для всіх восьми емітентів виявився дуже схожим (тобто для всіх емітентів автокореляція має місце, різниця лише у лагах, на яких вона виникала), тому буде наведено корелограми тільки для акцій комбінату «Азовсталь» (рис. 1). На рисунку 1 зображено корелограми АКФ, ЧАКФ, а також значення коефіцієнтів АКФ, ЧАКФ, Q-статистики і значення ймовірності, з якою приймається гіпотеза про те, що автокореляція відсутня на кожному лазі за тестом Льюнга-Бокса. Так як р-значення на всіх лагах є меншим за рівень значимості навіть у 0,1 %, тому за тестом Льюнга-Бокса гіпотеза про відсутність серійної кореляції на всіх лагах відхиляється.

Included observations: 291

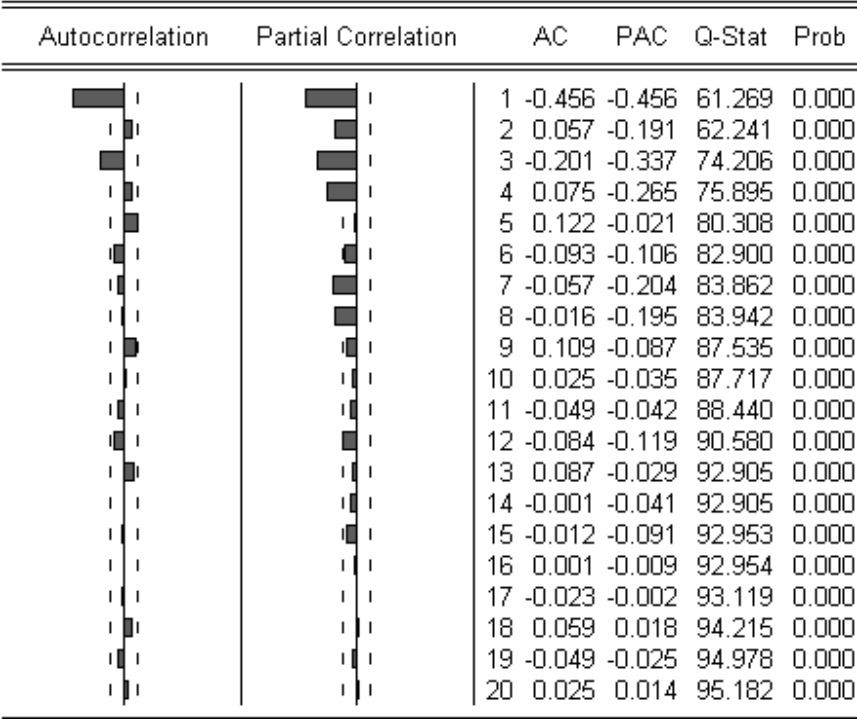


Рис. 1. Розрахунки АКФ, ЧАКФ та Q-статистики для AZST на основі щоденних даних

Наведемо результати тестів на автокореляцію за кожним емітентом (табл.1).

Таблиця 1

РЕЗУЛЬТАТИ ТЕСТІВ НА АВТОКОРЕЛЯЦІЮ НА ОСНОВІ ЧАКФ

Емітент	Тікер	Порядок автокореляції												
		1-й	2-й	3-й	4-й	5-й	6-й	7-й	8-й	9-й	10-й	11-й	12-й	13-й
Азовсталь	AZST	+	+	+	+	—	—	+	+	—	—	—	+	—
Алчевський металургійний комбінат	ALMK	+	+	+	+	—	+	—	+	—	—	—	—	+
Райффайзен Банк Аваль	BAVL	+	+	+	+	—	—	+	—	—	—	—	—	—
Центренерго	CEEN	+	+	+	+	—	—	+	+	—	—	—	+	—
Єнакіївський металургійний завод	ENMZ	+	+	+	+	—	—	+	+	—	—	—	—	+
Укрнафта	UNAF	+	+	+	+	—	—	+	+	—	—	—	—	—
Укрсоцбанк	USCB	+	+	+	+	—	—	+	+	—	—	—	+	—
Західенерго	ZAEN	+	+	+	+	—	—	+	+	+	—	—	—	—

Проаналізувавши таблицю результатів для ЧАКФ та результати рис. 1 ми бачимо, що для кожного з восьми емітентів справді має місце автокореляція: для всіх від 1-го до 4-го порядку, майже для всіх емітентів — 7-го і 8-го і вище (12-го, 13-го). Такі результати свідчать про кореляцію даних, віддалених на 1, 2, 3, 4 дні, а також на 7, 8 та 12, 13 днів.

Крім того, значення Q-статистики є значущими на всіх лагах, що свідчить про серійну кореляцію абсолютно на всіх лагах (тест Льюнга-Бокса є потужним, а тому дає значно жорсткіші результати).

Отже, абсолютно для всіх восьми емітентів має місце автокореляція високих порядків. Оскільки, порядки автокореляції від емітента до емітента є майже однаковими, то це можна пояснити особливостями українського фондового ринку, зокрема — трейдери виставляючи ціни на акції керуються як мінімум минулими значеннями за тиждень, а то і два тижні.

На жаль, наявність серійної кореляції спотворює справжні характеристики ризику. При подальшому моделюванні оптимального портфеля за цими активами призведе до недооцінки портфельного ризику.

Для того, щоб отримати кращі дані для подальшого моделювання — спробуємо взяти усереднені ціни акцій за кілька днів і знову протестувати їх на автокореляцію.

При розрахунках за середніми цінами, взятими за 4 дні, — автокореляція залишалась. Вона була вже більш низьких порядків (до 5-го лагу) та все ж мала місце.

При розрахунках за середніми цінами, взятими за 6 днів, — автокореляція так само залишалась, але її порядок знову зменшився (до 4-го лагу).

При розрахунках за середніми цінами, взятими за 7 днів, у деяких емітентів (ENMZ, UNAF) автокореляція вже зникла. Та за рештою акцій — вона все ж залишалась, хоча порядок продовжував зменшуватись.

При розрахунках за середніми цінами, взятими за 8 днів, у чотирьох емітентів (ENMZ, UNAF, ALMK, AZST) автокореляція повністю зникла. Проілюструємо це знову на прикладі AZST (рис. 2).

На рис. 2 справді видно, що корелограми і АКФ і ЧАКФ демонструють відсутність автокореляції. Більш того, Q-статистика є значущою для всіх лагів, отже навіть за тестом Льюнга-Бокса автокореляція відсутня.

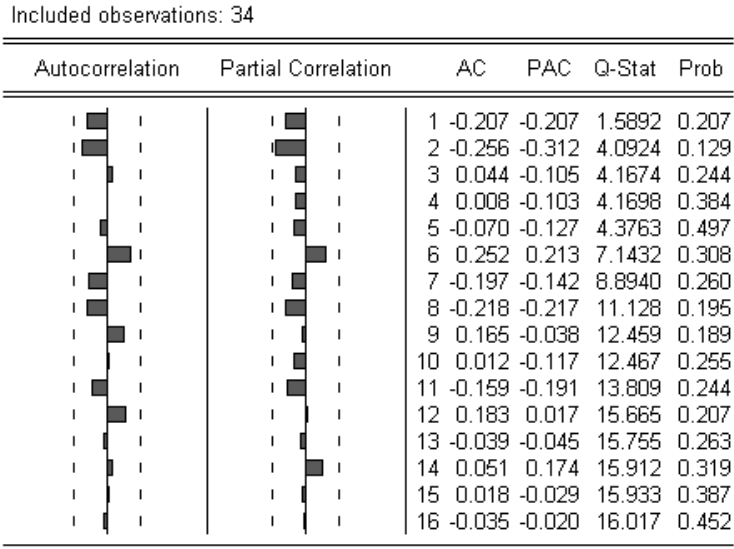


Рис. 2. Розрахунки АКФ, ЧАКФ та Q-статистики для AZST на основі даних, усереднених за 8 днів

За рештою акцій (BAVL, CEEN, USCB, ZAEN) автокореляція ще залишилась, хоча порядок продовжував зменшуватись.

При розрахунках за середніми цінами, взятими за 9 днів, у AZST та ENMZ автокореляції знову не було, так само як і у CEEN та USCB. А ось у BAVL та ZAEN автокореляція залишилась, а у ALMK та UNAF — знову з'явилась. Нову появу автокореляції можна пояснити тим, що ми зачепили зв'язок, який, імовірно, існує вже між двотижневими даними, і є характерним для цих двох емітентів (ALMK та UNAF). З приводу BAVL та ZAEN необхідно сказати, що залежності в цих даних є значно більшими, ніж у решти емітентів, тому необхідно перевірити автокореляцію на 10-денних даних, а може і більше. Але, так як при усередненні вже за 10 днів залишиться всього 29 спостережень — тому поки що це робити недоцільно з причини недостатньої кількості спостережень.

Висновки

На українському фондовому ринку серійна кореляція справді присутня, що було підтверджено результатами моделювання на основі аналізу часових рядів доходностей восьми емітентів акцій з кошику UX Української біржі. Найбільш яскраво вона виявляється у щоденних даних. Має місце автокореляція від 1-го до 4-го порядку, 7-го, 8-го, 12-го, 13-го. Такі результати свідчать про кореляцію даних, віддалених на 1, 2, 3, 4 дні, а також на 7, 8 та 12, 13 днів. Це можна пояснити тим, що трейдери на українському фондовому ринку виставляючи ціни на акції керуються як мінімум минулими значеннями за тиждень, а то і два торгових тижні. Тому, в подальшому дослідженні задачі моделювання оптимального портфеля цінних паперів на українському фондовому ринку не можна брати щоденні дані. Оскільки автокореляція високих порядків, яка в них явно присутня, призведе до спотворення справжніх результатів моделювання та недооцінки портфельного ризику.

Автокореляцію у даних необхідно коригувати. Це можна зробити шляхом усереднення (згладжування) даних за певний період.

Виявилося, що на українському фондовому ринку для звільнення від автокореляції в середньому необхідно усереднювати дані, що найменше за 8—10 днів (приблизно 2 торгових тижні), від емітента до емітента це усереднення може змінюватись. І тільки після цього використовувати ці дані у моделюванні оптимального портфеля цінних паперів.

У подальшому планується дослідження інших способів позбавлення від автокореляції у даних по акціям українського фондового ринку. А також дослідження решти категорій відхилення розподілу фінансових даних від нормального на українському фондовому ринку (тяжкі ліві «хвости», відсутність лінійного зв'язку) та їх вплив на моделювання оптимального портфеля цінних паперів.

Література

1. Вільям Г. Грін. Економетричний аналіз / Пер. з англ. А. Олійник, Р. Ткачук.; Наук. ред. пер. О. Комашко; Передм. О. І. Черняка, О. В. Комашко. — К.: Видавництво Соломії Павличко «ОСНОВИ», 2005. — 1197 с.
2. Наконечний С. І., Терещенко Т. О., Романюк Т. П. Економетрія: Підручник. — Вид. 2-ге, допов. та перероб. — К.: КНЕУ, 2000. — 296 с.
3. Черняк О. І., Ставицький А. В. Динамічна економетрика. — К.: КВПЦ, 2000. — С. 120
4. Черняк О. І., Камінський А. Б. Історія та перспективи розвитку сучасної портфельної теорії// Економічна кібернетика. — 2004. — №4. — С. 21—36.
5. Svetlozar T. Rachev, Christian Menn, Frank J, Fabozzi Fat-tailed and skewed asset return distributions. — John Wiley & Sons, Inc, 2005. — 369 p.

Стаття надійшла до редакції 16.12.2010 р.

УДК 334.027:334.028:631.155

М. А. Булат, канд. екон. наук, доц.,
ДВНЗ «КНЕУ імені Вадима Гетьмана»

МОДЕЛЮВАННЯ СИСТЕМИ ПОКАЗНИКІВ ЕФЕКТИВНОСТІ ДЕРЖАВНОЇ ПІДТРИМКИ СІЛЬСЬКОГО ГОСПОДАРСТВА В УМОВАХ ЧЛЕНСТВА УКРАЇНИ В СОТ

АНОТАЦІЯ. У статті розкрито поняття ефективності державної підтримки. Зазначено нормативну базу, на якій ґрунтується управління бюджетними коштами. Виокремлено проблеми неефективного використання бюджетних коштів. Розроблено модель системи показників ефективності державної підтримки сільського господарства в умовах членства України в СОТ.

АННОТАЦИЯ. В статье раскрыто понятие «эффективность государственной поддержки». Рассмотрено нормативную базу которая регулирует управление бюджетными средствами. Выделено проблемы неэффективного использования бюджетных средств. Разработано модель системы показателей эффективности государственной поддержки сельского хозяйства в условиях членства Украины у ВТО.

ANNOTATION. A concept «efficiency of state support» is exposed in the article. The legislative basis which regulates a management budgetary facilities was considered. The problems of the ineffective use of budgetary facilities are selected. The model of the system of indexes of efficiency of state support of agriculture is developed in the conditions of membership of Ukraine at WTO.

КЛЮЧОВІ СЛОВА. Ефективність, показники ефективності державної підтримки, бюджетні кошти, бюджетні програми, програмно-цільові методи, еквівалент підтримки виробника, еквівалент підтримки споживача, показник ефективності підтримки.