

4. *Алексеев А.А., Алексеев Д.А.* Практичні моделі макроекономіки. — К.: Наукова думка, 2006. — 266 с.
5. *Дунаев Б.Б.* Модель расчета валового внутреннего продукта как функции труда и капитала // Кибернетика и системный анализ. — № 1.— 2004. — С. 104—116.
6. *Дербенцев В.Д.* Аналіз середньострокових тенденцій економічного росту національної економіки за допомогою односекторної моделі // Моделювання та інформаційні системи в економіці. Зб. наук. праць. Вип. 80. — К.: КНЕУ, 2009.
7. *Накоряков В.Е., Гаснемо В.Г.* Математическая модель плановой экономики // Экономика и математические методы. — 2002. — Т. 38. — № 2. — С. 118—124.
8. *Балацкий Е.В.* Оценка объема потенциального ВВП // Проблемы прогнозирования. — № 1. — 2000. — С. 39—48.
9. Офіційний веб сайт Держкомстату України: [http:// www.ukrstat.gov.ua](http://www.ukrstat.gov.ua)

УДК 336.763:519.86

Л. Б. Долінський, канд. екон. наук, доц.,
ДВНЗ «КНЕУ імені Вадима Гетьмана»,
Д. М. Стащук, студент,
ДВНЗ «КНЕУ імені Вадима Гетьмана»

ДОСЛІДЖЕННЯ МОЖЛИВОСТЕЙ ЗАСТОСУВАННЯ РИНКОВОЇ МОДЕЛІ ШАРПА ДЛЯ ОЦІНЮВАННЯ ДОХІДНОСТІ НА БІРЖОВОМУ ФОНДОВОМУ РИНКУ УКРАЇНИ

КЛЮЧОВІ СЛОВА: фондова біржа, фондовий індекс, лістинг, модель Шарпа, ренкінг, коефіцієнт детермінації, коефіцієнт α , коефіцієнт β .

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: фондовая биржа, фондовый индекс, ренкинг, листинг, модель Шарпа, коэффициент детерминации, коэффициент α , коэффициент β .

stock exchange, stock index, ranking, listing, Sharpe model, determination coefficient, α coefficient, β coefficient.

Постановка проблеми. Фондові ринки, що формуються, зокрема український, залежно від загальної економічної ситуації в країні можуть демонструвати високі темпи росту і падіння капіталізації ринку. В економічній літературі та періодиці такі ринки прийнято називати англійським терміном *emerging markets* (ринки країн, що розвиваються).

Якщо поглянути на динаміку українського організованого фондового ринку за останні три роки, то ситуація при розгляді тривалих періодів спостереження буде такою: у 2007 р. український фондовий ринок показав приріст понад 70 % (індекс ПФТС), поступившись за цим показником лише китайському *China Index*. А у 2008 р. цей самий індекс впав у 4 рази із 1200 пунктів до 300, що стало також одним із світових «рекордів». У 2009 році спостерігався приріст індексу ПФТС понад 100 % (із 300 до понад 600 пунктів), тобто український ринок цінних паперів знову став одним із лідерів зростання серед ринків, що формуються.

Таким чином, виникає об'єктивна необхідність визначення оптимальних підходів до оцінювання та прогнозування дохідності фінансових активів в умовах високої волатильності ринку.

Проблемними питаннями аналізу дохідності цінних паперів займалися такі вітчизняні та зарубіжні науковці, як Бердникова Т. Б., Бредлі Е. С., Брейлі Р. А., Галанов В. А., Дамодаран А., Кравченко Ю. Я., Лукасевич І. Я., Мейерс С. С., Мендрул О. Г., Мертенс О. В., Мозговий О. М., Пересада А. А., Попков В. П., Русинов В. Н., Торкановський В. С., Тьюлз Р. Д., Шарп У. Ф. та ін.

Однак дослідження вищезазначених учених були спрямовані головним чином на розвинені ринки. Застосування економіко-математичних методів в українських умовах є досить обмеженим у зв'язку із суттєвим превалюванням неорганізованого ринку над організованим, що негативно позначається на прозорості фондового ринку, низькою ліквідністю фондового ринку, малою кількістю цінних паперів, з якими здійснюються операції на організованому ринку, маніпулюванням цінами з метою завищення вартості чистих активів інвестиційних фондів, незавершеністю формування інституційної інфраструктури фондового ринку, її низькою якістю.

Тому, виходячи із вищевказаних проблем, нами було сформульовано *мету дослідження* — аналіз можливостей застосування класичних регресійних моделей для оцінювання ринкової дохідності найбільш ліквідних українських акцій.

Відповідно до поставленої мети, *завданням дослідження* є побудова функцій залежності дохідностей акцій з індексного кошику ПФТС від дохідності самого фондового індексу, а також перевірка точності отриманих регресійних моделей.

Вибір у якості об'єкта дослідження саме акцій з індексного кошику ПФТС не є випадковим. Будь-який біржовий фондовий ринок світу характеризується наявністю на ньому певної кількості високоліквідних акцій, емітованих найбільш стабільними компаніями. Такі акції отримали назву *blue chips* («голубі фішки»).

В Україні найбільшим організованим торговельним майданчиком як за обсягами торгів, так і за кількістю угод є фондова біржа ПФТС, а ринковий індекс ПФТС традиційно вважається найбільш загальноприйнятим індикатором стану національного ринку цінних паперів. Відповідно акції 20 компаній, які входять до кошику індексу ПФТС, професійні учасники ринку вважають українськими «голубими фішками».

Насправді, якщо врахувати умови лістингу ПФТС, то де-факто «голубих фішок» буде лише 10. Саме стільки компаній виконують умови 1-го рівня лістингу. Однак нами було вирішено взяти для аналізу повний індексний кошик ПФТС, тобто 20 видів акцій.

Виклад основного матеріалу. Серед класичних регресійних моделей оцінювання ринкової дохідності найбільш відомою та широкоживаною у практиці розвинених ринків є ринкова модель Шарпа. Ця модель застосовна насамперед для високоліквідних цінних паперів, що мають вільний обіг та обширну статистику торгів. У даному дослідженні здійснено спробу застосування цієї ринкової моделі до акцій індексного кошику ПФТС, як єдиних в Україні цінних паперів, які з певними припущеннями можна умовно віднести до високоліквідних.

Однофакторна ринкова модель Шарпа (модель бета-коефіцієнтів) для оцінювання дохідності акцій має такий загальний вигляд [5, с. 271]:

$$R_i = \alpha + \beta \cdot R_i^m + e_i, \quad (1)$$

де R_i — поточна дохідність акції; α і β — розрахункові коефіцієнти рівняння регресії; R_i^m — поточна дохідність ринкового портфелю, представленого кошиком індексу ПФТС, e_i — випадкова складова (похибка).

Ключовим параметром моделі (1) є коефіцієнт чутливості β («бета») — показник, що характеризує інтенсивність зв'язку зміни дохідності певного цінного паперу залежно від змін середньоринкової дохідності, яка визначається фондовим індексом. По своїй суті, коефіцієнт бета є мірою ринкового ризику, оскільки він оцінює мінливість дохідності певного цінного паперу (докладніше про це йдеться, наприклад у праці [1]).

Зазначимо, що однофакторна модель (1) є спрощеною, оскільки на рівень дохідності цінних паперів, окрім середньоринкової дохідності, впливають й інші чинники. Їхній вплив враховує випадкова складова e , наявність якої, власне, й дає змогу поставити знак рівності між лівою і правою частинами рівняння (1).

Коефіцієнти рівняння розраховуємо, спираючись на статистичні дані котирувань відповідних акцій за останні два роки з 16.11.2007 до 16.11.2009 р., взяті з джерела [6]. При цьому використовуємо загальноприйнятий підхід до визначення дохідності акції як відношення приросту ринкових цін до ціни придбання — вираз:

$$R = \frac{\Delta P}{P_0} \cdot 100\%, \quad (2)$$

де ΔP — різниця в цінах купівлі і продажу; P_0 — ціна купівлі.

З метою покращення сприйняття процесу розрахунків перейдемо до стандартних математичних позначень, зробивши наступні заміни:

- 1) незалежну змінну R_i^m позначимо як x_i ;
- 2) залежну змінну R_i позначимо як y_i .

Значення коефіцієнта β рівняння регресії можна знайти за формулою (3) або за методом найменших квадратів [3]. Оскільки в нашій моделі лише один коефіцієнт регресії, зручніше скористатися рівнянням:

$$\beta = r \frac{\sigma_y}{\sigma_x} = \frac{\text{cov}(x, y)}{\sigma_x^2}, \quad (3)$$

де r — коефіцієнт кореляції дохідності i -ї акції та дохідності фондового індексу;

σ_y та σ_x — відповідно стандартні відхилення дохідності акції та дохідності індексного кошика; $\text{cov}(x, y)$ — коваріація дохідностей акції та індексу.

Обґрунтування періоду і частоти спостережень. Вибір періоду для розрахунку «бети» пов'язаний із пошуком складного компромісу, який потребує узгодження двох конфліктуючих моментів. З однієї сторони, бажано отримати якомога більше окремих спостережень, щоб підвищити впевненість у статистичній надійності оцінки бети. З іншої сторони, важливо розуміти, що у довгостроковому періоді профілі ризику окремих компаній, і зокрема, їх коефіцієнти «бета», можуть кардинально змінитися. До того ж, навіть за «голубими фішками» українського фондового ринку історія торгів є не надто довготривалою та не безперервною, тому вибір довгого часового інтервалу може призвести до суттєвих «пробілів» у статистичній вибірці.

Враховуючи вищезазначене було обрано 2-річний період спостережень.

Вибір частоти спостережень теж не є однозначним. Загалом регресії, побудовані на основі щомісячних даних, характеризуються меншою середньоквадратичною похибкою, ніж регресії на базі щотижневої та щоденної інформації. Це пояснюється тим, що спостереження за місяць порівняно з спостереженнями за тиждень чи день менше піддаються впливу «шумів», а щоденні дані — навпаки, залежатимуть від короткострокових коливань цін, які мають лише віддалене відношення до систематичного ризику. Таким чином, регресія даних за місяць скоріш за все буде точніше відображати систематичний ризик, ніж регресія щоденного курсу акцій (докладніше про це йдеться, наприклад у праці [4]).

Крім того, при меншій частоті спостережень значно менша ймовірність виникнення проблем, пов'язаних із «в'ялою кон'юнктурою» ринку. Так, ситуації, коли торгівля акціями ведеться неактивно, можуть викликати певні проблеми у випадку вимірювання кореляції між двома змінними, одна з яких виявляється більш динамічною, ніж інша, просто в силу ринкової кон'юнктури, що склалась. У підсумку результати розрахунків помітно викривлюються.

Враховуючи вищезазначене було обрано 15-денний інтервал спостережень. Таким чином, ми отримали статистичну вибірку з 50 значень дохідності для кожного виду акцій.

Зазначимо, що оскільки значення дохідностей, які обчислено за формулою (2) є п'ятнадцятиденними, то за необхідності визначення річних ставок їх слід збільшувати у 24 рази.

Показники коваріації та коефіцієнти кореляції, згадувані вище, розраховуються за наступними формулами:

$$\text{cov}(x, y) = \frac{\sum_{i=1}^{n=50} (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{n}, \quad (5)$$

$$r = \frac{\text{cov}(x, y)}{\sigma_x \sigma_y}. \quad (6)$$

Отже, використовуючи формули (3)—(6), обраховуємо значення коефіцієнтів β для акцій українських емітентів. Результати наведено в табл. 1.

Виходячи з отриманих коефіцієнтів, *агресивними* ($\beta > 1$) вважаємо акції таких українських емітентів: Райффайзен Аваль (1,45), Центренерго (1,21), Єнакіївський металургійний комбінат (1,29), Укрсоцбанк (1,67) та Алчевський металургійний комбінат (1,16).

Відповідно, *захисними* ($\beta < 1$) є такі акції: Авдіївський коксохімічний завод (0,81), Дніпроенерго (0,80), Крюківський вагоно-

будівний завод (0,74), Мотор Січ (0,82), ІНТЕРПАЙП (0,61), Сумське НВО ім. Фрунзе (0,68), Стирол (0,77), Укрнафта (0,85), Укртелеком (0,80), Західенерго (0,64).

Для решти акцій індексної корзини ПФТС коефіцієнт β перебував у межах [0,9; 1,1], що свідчить про те, що їх дохідність у цілому була близькою до середньоринкової.

Коефіцієнт α визначається як залишковий член рівняння регресії за формулою:

$$\alpha = \bar{y} - \beta \cdot \bar{x}. \quad (7)$$

Обраховані значення α також наведено у табл. 1.

Розрахувавши коефіцієнти альфа та бета, ми отримали 20 рівнянь залежності дохідності «голубих фішок» від дохідності індексного портфелю (табл. 1).

Таблиця 1

ПАРАМЕТРИ РІВНЯННЯ МОДЕЛЕЙ ДЛЯ «ГОЛУБИХ ФІШОК»

Компанія	Тікер	r	α	β
Алчевський металургійний комбінат	ALMK	0,7962	-1,2 %	1,16
Авдіївський коксохімічний завод	AVDK	0,6515	-0,6 %	0,81
Азовсталь	AZST	0,7874	-1,0 %	1,02
Райффайзен Банк Аваль	BAVL	0,7311	-0,4 %	1,45
Центренерго	CEEN	0,8641	-0,7 %	1,21
Дніпроенерго	DNEN	0,6395	-1,4 %	0,80
Донбасенерго	DOEN	0,7951	-1,1 %	0,95
Єнакієвський металургійний завод	ENMZ	0,8721	0,2 %	1,29
Крюківський вагонобудівний завод	KVBZ	0,6764	-1,1 %	0,74
Мотор Січ	MSICH	0,7792	0,6 %	0,82
Маріупольський завод важкого машинобудування	MZVM	0,7168	-1,0 %	1,00
ІНТЕРПАЙП	NITR	0,3513	-3,9 %	0,61
Полтавський ГЗК	PGOK	0,7459	-1,3 %	0,96
Сумське машинобудівне НВО ім. Фрунзе	SMASH	0,6191	0,1 %	0,68
Концерн Стирол	STIR	0,7010	-1,2 %	0,77
Укрнафта	UNAF	0,8211	-1,3 %	0,85
Укросоцбанк	USCB	0,8238	0,0 %	1,67
Укртелеком	UTLM	0,6646	-0,9 %	0,80
Ясинівський коксохімічний завод	YASK	0,6808	-0,9 %	0,96
Західенерго	ZAEN	0,7431	-0,9 %	0,64
Індекс	PFTS	1,0000	0,0 %	1,00

Аналізуючи коефіцієнти кореляції з табл. 1 також можна побачити, що найбільш тісний зв'язок між дохідностями індексу та акцій Центренерго (0,8641), Єнакіївського металургійного заводу (0,8721), Укрсоцбанку (0,8238), а найменш тісний зв'язок відповідно демонструють акції ІНТЕРПАЙП (0,3515), Сумського НВО ім. Фрунзе (0,6191).

Далі, відповідно до мети і завдання дослідження, перевіримо, наскільки точним є відображення динаміки дохідностей, порівнявши теоретичні (розрахункові) значення з емпіричними. Перевірку виконаємо за допомогою наступних дій: 1) обрахуємо коефіцієнт детермінації для моделей; 2) побудуємо довірчі інтервали для коефіцієнтів регресії; 3) визначимо відносні коливання коефіцієнтів регресії.

1) *Обрахунок коефіцієнта детермінації моделей.* Даний показник визначимо за формулою (8). Чим ближчим до 1 є значення цього показника, тим точнішою вважають модель.

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n=50} e_i^2}{\sum_{i=1}^{n=50} (y_i - \bar{y})^2}, \quad (8)$$

де $\sum_{i=1}^{n=50} e_i^2$ — сума квадратів відхилень фактичних значень дохідностей від розрахункових; $\sum_{i=1}^{n=50} (y_i - \bar{y})^2$ — сума квадратів відхилень фактичних значень дохідностей від середньої по вибірці.

Отримані значення коефіцієнта детермінації наведено в табл. 2. Його коливання дуже значні: від 0,1234 в ІНТЕРПАЙП до 0,7605 у Єнакіївського металургійного комбінату. Отже, за цим показником точність моделей «голубих фішок» у цілому є доволі низькою.

2) *Побудова довірчих інтервалів для коефіцієнтів α та β з імовірністю 0,997.* Для побудови довірчих інтервалів обрахуємо статистичну оцінку похибки [2]:

$$S_e^2 = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n - 2}. \quad (9)$$

Довірчий інтервал для коефіцієнта α визначаємо так [2]:

$$\alpha - t(\gamma; k) \cdot S_\alpha < \alpha < \alpha + t(\gamma; k) \cdot S_\alpha, \quad (10)$$

де $t(\gamma; k)$ — розподіл Стюдента із ймовірністю $\gamma = 0,997$ та кількістю ступенів свободи $k = n - 2 = 50 - 2 = 48$. Це табличне значення і за вказаних параметрів $t = 3,13$; S_α — точкова статистична оцінка параметра α , яка обраховується за формулою:

$$S_\alpha = S_\varepsilon \sqrt{\frac{\sum_i^n x_i^2}{i} \cdot \frac{1}{n \sum_i^n (x_i - \bar{x})^2}}. \quad (11)$$

Аналогічним чином визначаємо довірчий інтервал для параметра β :

$$\beta - t(\gamma; k) \cdot S_\beta < \beta < \beta + t(\gamma; k) \cdot S_\beta, \quad (12)$$

де: S_β — точкова статистична оцінка параметра β , яка обраховується за формулою:

$$S_\beta = \frac{S_\varepsilon^2}{\sqrt{\sum_i^n (x_i - \bar{x})^2}}. \quad (13)$$

Таким чином, отримано 20 довірчих інтервалів для параметрів α та 20 довірчих інтервалів для параметрів β (табл. 2).

Таблиця 2

**ДОВІРЧІ ІНТЕРВАЛИ ТА ВІДНОСНІ КОЛИВАННЯ
ДЛЯ ПАРАМЕТРІВ РІВНЯННЯ МОДЕЛЕЙ ШАРПА «ГОЛУБИХ ФІШОК»
З ЙМОВІРНІСТЮ 0,997**

Компанія	Тікер	$p = 0,997$						R^2
		α_{\min}	α_{\max}	Δ_α	β_{\min}	β_{\max}	Δ_β	
Алчевський металургійний комбінат	ALMK	-6,1 %	3,7 %	4,0	0,76	1,56	0,34	0,6316
Авдіївський коксохімічний завод	AVDK	-5,8 %	4,6 %	8,6	0,38	1,23	0,53	0,4219
Азовсталь	AZST	-5,4 %	3,5 %	4,6	0,66	1,39	0,35	0,6198
Райффайзен Банк Аваль	BAVL	-7,9 %	7,1 %	18,4	0,84	2,06	0,42	0,5345
Центренерго	CEEN	-4,6 %	3,3 %	5,8	0,89	1,53	0,26	0,7467
Дніпроенерго	DNEN	-6,7 %	3,9 %	3,7	0,36	1,23	0,54	0,4090

Закінчення табл. 2

Компанія	Тікер	$p = 0,997$						R^2
		α_{\min}	α_{\max}	Δ_α	β_{\min}	β_{\max}	Δ_β	
Донбасенерго	DOEN	-5,2 %	2,9 %	3,5	0,62	1,28	0,34	0,6322
Єнакієвський металургійний завод	ENMZ	-3,9 %	4,2 %	25,1	0,97	1,62	0,25	0,7605
Крюківський вагонобудівний завод	KVBZ	-5,6 %	3,3 %	4,0	0,38	1,10	0,49	0,4575
Мотор Січ	MSICH	-3,1 %	4,3 %	6,3	0,52	1,12	0,36	0,6072
Маріупольський 3-д важкого м-будування	MZVM	-6,4 %	4,4 %	5,3	0,56	1,44	0,44	0,5138
ІНТЕРПАЙП	NITR	-13,0 %	5,2 %	2,3	0,12	1,35	1,20	0,1234
Полтавський ГЗК	PGOK	-6,1 %	3,5 %	3,7	0,57	1,35	0,40	0,5564
Сумське машинобудівне НВО ім. Фрунзе	SMASH	-4,7 %	4,9 %	39,9	0,29	1,08	0,57	0,3833
Концерн Стирол	STIR	-5,6 %	3,1 %	3,5	0,42	1,12	0,46	0,4914
Укрнафта	UNAF	-4,5 %	2,0 %	2,6	0,58	1,12	0,31	0,6743
Укрсоцбанк	USCB	-6,4 %	6,4 %	159,6	1,15	2,19	0,31	0,6787
Укртелеком	UTLM	-5,9 %	4,1 %	5,5	0,39	1,20	0,51	0,4416
Ясинівський коксохімічний завод	YASK	-6,6 %	4,8 %	6,5	0,49	1,42	0,49	0,4635
Західенерго	ZAEN	-4,1 %	2,4 %	3,7	0,38	0,91	0,41	0,5521
Індекс	PFTS	0,0 %	0,0 %	-	1,00	1,00	0,00	1,0000

3) *Визначення відносного коливання коефіцієнтів регресії.* З метою встановлення відносних розмірів коливань, для порівняння та визначення ступеню адекватності значень параметрів, вважаємо за доцільне визначити відношення відхилення до розміру самого параметра. Прийнятними вважаємо відносні відхилення $\pm 0,1$. Скористаємось формулами:

$$\Delta_\alpha = \frac{t(\gamma; k)S_\alpha}{|\alpha|}, \quad (14)$$

$$\Delta_\beta = \frac{t(\gamma; k)S_\beta}{|\beta|}. \quad (15)$$

Результати обрахунків за формулами (14) та (15) наведено у табл. 2. Коливання для α є досить значними: від $\Delta_\alpha = \pm 159,6$ для Укрсоцбанку до $\Delta_\alpha = \pm 2,3$ для ІНТЕРПАЙП з ймовірністю 0,997. Це говорить про дуже низьку точність вільного коефіцієнта ринкової моделі для оцінки дохідності українських акцій.

Стосовно «бета» ситуація дещо інша, але і тут коливання дуже великі: від $\Delta_\beta = \pm 1,2$ для ІНТЕРПАЙПУ до $\Delta_\beta = \pm 0,25$ для Єнакіївського металургійного комбінату. Тож його застосування можливим є лише у випадках окремих акцій із поправкою на ступінь точності.

На основі результатів розрахунків зробимо *висновки*: коефіцієнт детермінації невисокий, точність моделей не перевищує 76 %; коливання коефіцієнта «альфа» дуже високе і майже не допускає його використання для аналізу дохідностей навіть з невисоким ступенем точності; коливання коефіцієнта «бета» також значні, але для деяких компаній його застосування є можливим із невисоким ступенем точності.

Ренкінг точності для «голубих фішок». Складемо ренкінг точності моделей для акцій за 5 показниками: 1) коефіцієнт кореляції з фондовим індексом; 2) коефіцієнт детермінації; 3) відносне відхилення параметра α ; 4) відносне відхилення параметра β ; 5) коефіцієнт варіації.

Останній показник є відношенням стандартного відхилення (4) до сподіваної норми дохідності:

$$cv = \frac{\sigma}{\bar{x}}. \quad (18)$$

Кожній акції присвоїмо місце від 1 (найкраще значення) до 20 (найгірше значення), сформувавши 5 впорядкованих рядів. Потім знайдемо суму місць, і розташуємо акції в порядку їх спадання. При цьому для спрощення припускаємо, що ваги кожного показника однакові. Таким чином, ми сформували ренкінг точності моделей Шарпа для українських «голубих фішок» (табл. 3).

Отже, як бачимо з табл. 3, найбільш точно модель Шарпа описує поведінку дохідностей акцій таких українських емітентів, як: Укрнафта, Донбасенерго, Центренерго, Алчевський металургійний комбінат, Полтавський ГЗК, Єнакіївський металургійний завод, Азовсталь.

Таблиця 3

РЕНКІНГ ТОЧНОСТІ МОДЕЛЕЙ РЕГРЕСІЇ ДЛЯ «ГОЛУБИХ ФІШОК»

Компанія	тікер	Місяця						Ренкінг
		r	R ²	Δ_{β}/β	Δ_{α}/α	CV	Сума місяць	
Укрнафта	UNAF	4	4	4	2	2	16	1
Донбасенерго	DOEN	6	5	6	3	8	28	2
Центренерго	CEEN	2	2	2	13	14	33	3
Алчевський меткомбінат	ALMK	5	6	5	9	9	34	4
Полтавський ГЗК	PGOK	9	9	9	6	6	39	5
Єнакіївський метзавод	ENMZ	1	1	1	18	19	40	6
Азовсталь	AZST	7	7	7	10	10	41	7
Західенерго	ZAEN	10	10	10	7	7	44	8
Укрсоцбанк	USCB	3	3	3	20	17	46	9
Стирол	STIR	13	13	13	4	4	47	10
Мотор Січ	MSICH	8	8	8	14	18	56	11
Крюківський вагонобудівний з-д	KVBZ	15	15	15	8	5	58	12
Маріупольський з-д важкого м-будування	MZVM	12	12	12	11	11	58	12
ІНТЕРПАЙП	NITR	20	20	20	1	1	62	14
Дніпроенерго	DNEN	18	18	18	5	3	62	14
Райффайзен Банк Аваль	BAVL	11	11	11	17	16	66	16
Ясинівський коксохімічний завод	YASK	14	14	14	15	13	70	17
Укртелеком	UTLM	16	16	16	12	12	72	18
Авдіївський коксохімічний завод	AVDK	17	17	17	16	15	82	19
Сумське НВО ім. Фрунзе	SMASH	19	19	19	19	20	96	20

Для найбільш та найменш точної моделей (див. табл. 3) побудуємо довірчі інтервали для функцій регресії, спираючись на формули:

$$y_i - t(\gamma; k)S_y < y_i < y_i + t(\gamma; k)S_y; \quad (19)$$

$$S_y = S_{\epsilon} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^{n=50} (x_i - \bar{x})^2}}. \quad (20)$$

Найвищий ренкінг точності (табл. 3) отримала Укрнафта, найнижчий — Сумське НВО ім. Фрунзе. Отримані довірчі інтервали з ймовірністю 0,997 зобразимо на рис. 1 та 2 відповідно.

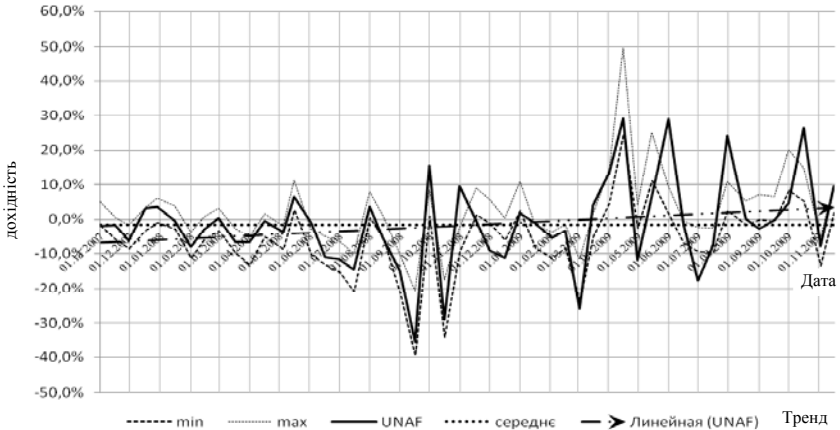


Рис. 1. Довірчий інтервал дохідності для Укрнафти ($\gamma = 0,997$)

На рис. 1 відображено коливання фактичної 15-денної дохідності акцій Укрнафти за період 16.11.07 — 16.11.09 та середнє значення. Як показує лінія тренду, спостерігається зростання дохідності — на початку періоду вона була від’ємною, а під кінець 2009 року демонструвала позитивні значення і продовжувала зростати. Загалом за аналізований період її середнє значення було від’ємним і становило $-1,6\%$. Бачимо, що фактичне значення дохідності кілька разів залишає прогнозовані із ймовірністю 0,997 межі довірчого інтервалу, тому стверджуємо, що прогнозування поведінки дохідності акцій Укрнафти є дуже приблизним.

Графік довірчого інтервалу дохідності для Сумського НВО ім. Фрунзе (рис. 2) має набагато ширші межі, аніж Укрнафта, і фактична дохідність частіше виходить за розрахункові межі протягом аналізованого періоду, що підтверджує твердження про найнижчий ступінь точності моделі Шарпа для цієї акції. Тож, якщо поведінку акцій Укрнафти можна спрогнозувати із певним невисоким рівнем точності, то для акцій Сумського НВО ім. Фрунзе таке прогнозування взагалі стає неможливим.

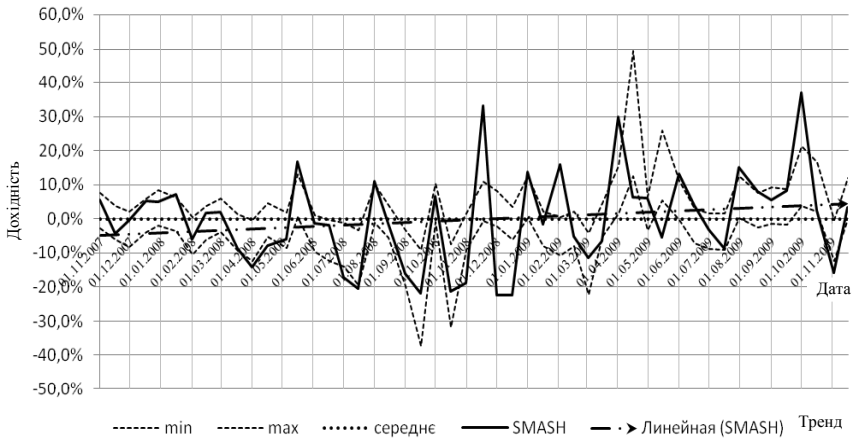


Рис. 2. Довірчий інтервал доходності для Сумського НВО ім. Фрунзе ($\gamma = 0,997$)

Використовуючи наведені у табл. 1 коефіцієнти α та β , побудуємо для цих же акцій лінії регресії та порівняємо їх з емпіричними значеннями. На рис. 3 бачимо порівняно незначне розсіювання значень доходності Укрнафти, і відповідно модель Шарпа описує залежність від доходності фондового індексу із точністю 67,4 %. На рис. 4 рівняння описує залежність доходності Сумського НВО ім. Фрунзе лише на 38,3 %, з чого робимо висновок про неадекватність моделі для цієї акції.

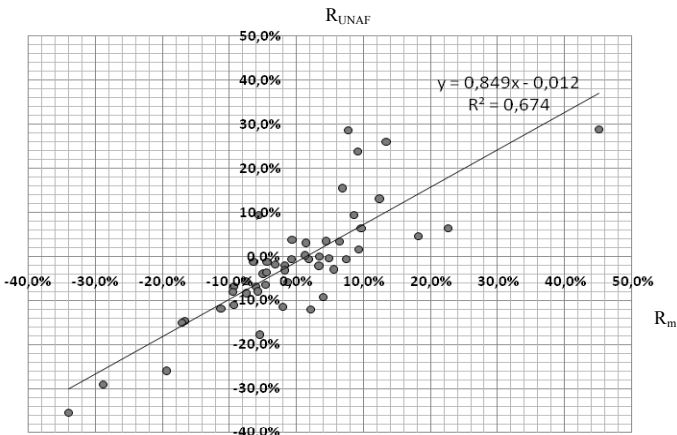


Рис. 3. Лінія регресії для акцій Укрнафти

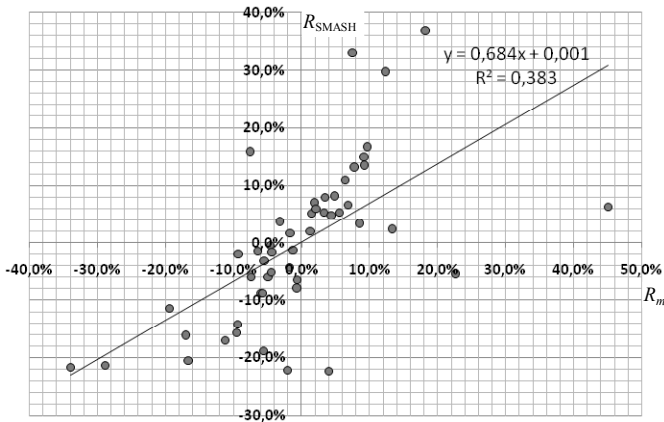


Рис. 4. Лінія регресії для Сумського НВО ім. Фрунзе

Ренкінг інвестиційної ефективності «голубих фішок». Відоме прислів'я фінансистів з Уолл-Стріт¹ говорить про те, що раціонально діючий інвестор буде намагатись завжди обирати ті акції, що мають найвищий показник α та найнижчий β , оскільки за цих умов актив буде одночасно і дохідним, і надійним.

Однак, як показали дослідження адекватності побудованих моделей, далеко не завжди модель буде точною в реаліях українського фондового ринку. Основна причина цьому — відсутність дійсно конкурентного середовища, можливість впливу окремих великих інвесторів на курсову вартість акцій. У зв'язку з цим вважаємо за доцільне застосовувати правило торговців з Уолл-Стріт лише до тих акцій, модель оцінювання дохідності яких було найточнішою.

Спираючись на дані табл. 3, відбираємо компанії, коефіцієнт детермінації яких не менше 0,67, тобто модель Шарпа відображає їх поведінку не менш як на 2/3. Це 4 компанії: Єнаківський металургійний завод, Укранафта, Центренерго, Укрсоцбанк.

Побудуємо для них ренкінг ефективності для інвестора, присвоюючи відповідно найкращим значенням — найнижчі місця, знаходимо суму місць, а потім розташовуємо акції в порядку спадання цієї суми і присвоюємо їм відповідний ренкінг. Результати наведено у табл. 4.

¹ В оригіналі це прислів'я звучить так: «keep your alfa high and beta low».

Таблиця 4

НАЙЕФЕКТИВНІШИ ДЛІ ІНВЕТОРА АКЦІЇ СЕРЕД «ГОЛУБИХ ФІШОК»

Компанія	Тікер	R^2	α	β	Місяця		Сума місяць	Ренкінг
					α	β		
Єнакіївський метзавод	ENMZ	0,7606	0,16 %	1,29	1	3	4	1
Укрнафта	UNAF	0,6743	-1,26 %	0,85	4	1	5	2
Центрэнерго	CEEN	0,7467	-0,67 %	1,21	3	2	5	2
Укрсоцбанк	USCB	0,6787	0,04 %	1,67	2	4	6	3

Як бачимо з табл. 4, найефективнішими для інвестування з урахуванням найвищої можливої точності моделі будуть такі акції (в порядку зниження ефективності): Єнакіївський металургійний завод, Укрнафта, Центрэнерго, Укрсоцбанк.

Однак зазначимо, що даний варіант відбору компаній для інвестування є лише окремим випадком, тому остаточне рішення стосовно того, яку стратегію обрати, якою моделлю користуватись і який ступінь точності прогнозування встановити залежить у першу чергу від суб'єктивного ставлення інвестора до ризику.

Висновки. Отримані результати дослідження дозволили зробити певні висновки стосовно українського ринку акціонерного капіталу.

1. Умови 1 рівня лістингу на ПФТС, які важко назвати жорсткими, а скоріше — об'єктивними, виконують навіть не всі «голубі фішки», які вважаються найбільш ліквідними, виходячи з кількості та обсягів угод.

2. Розраховані коефіцієнти рівняння однофакторної моделі Шарпа характеризуються низьким ступенем довіри. Головним чином це стосується коефіцієнтів α . Коефіцієнт β має більшу точність і може бути використаний для прогнозування у випадках окремих акцій.

3. Складений ренкінг точності моделей за п'ятьма показниками (коефіцієнти кореляції, детермінації, відносні відхилення коефіцієнтів α та β і коефіцієнт варіації) дозволяє зробити припущення, що найбільш прогнозованими є поведінки дохідностей акцій (в порядку спадання): Укрнафта, Донбасенерго, Центрэнерго, Алчевський металургійний комбінат, Полтавський ГЗК.

4. Серед найбільш детермінованих 4 акцій найефективнішими для інвестора (критерій — найбільше α та найменше β) є акції Єнакіївського металургійного заводу, Укрнафти, Центрэнерго, Укрсоцбанку (проранжовані в порядку зниження).

5. Вибір конкретних акцій залежатиме від обраної інвестиційної стратегії, тому одні інвестори можуть надавати перевагу тим

акціям, які є найбільш детермінованими і їх дохідність прогнозується точніше, інші надаватимуть перевагу акціям, що мають високий коефіцієнт α та низький β .

В результаті проведеного дослідження виникли нові питання, які потребують подальшого опрацювання. Сформулюємо деякі з них:

1) питання доцільності використання при аналізі дохідностей акцій показників семіваріації (позитивної — для дохідності, негативної — для ризику);

2) питання формування для найбільш детермінованих акцій інвестиційного портфелю;

3) питання перспективного спостереження і аналізу відхилень фактично отриманих результатів від прогнозованих на основі побудованих моделей Шарпа;

4) питання визначення експертним шляхом вагових коефіцієнтів впливу окремих показників при складанні ренкінгу точності моделей;

5) питання побудови багатофакторних та нелінійних моделей для прогнозування дохідностей акцій.

В цілому, вважаємо, що подальший розвиток інфраструктури українського фондового ринку та покращення кон'юнктури ринку в майбутньому спричинить вирішення проблем, пов'язаних із ліквідністю фінансових активів. Це, в свою чергу, створить умови для ефективного застосування економіко-математичних методів та моделей для оцінювання дохідності цінних паперів.

Література

1. *Долінський Л. Б.* Фінансові обчислення та аналіз цінних паперів: Навч. посіб. — К.: Майстер-клас, 2005. — 192 с.

2. *Жлуктенко В. І., Наконечний С. І., Савіна С. С.* Теорія ймовірностей і математична статистика: Навч.-метод. посібник: У 2-х ч. — Ч. II. Математична статистика. — К.: КНЕУ, 2001. — 336 с.

3. *Наконечний С.І., Терещенко Т.О., Романюк Т.П.* Економетрія: Навчальний посібник. — К.: КНЕУ, 2004.

4. *Огієр Т., Рагман Дж., Спайсер Л.* Справжня вартість капіталу: Практичний посібник з прийняття фінансових рішень/ Пер. з англ.; За наук. ред. О. Б. Ватченко. — Дніпропетровськ: Баланс Бізнес Букс, 2007. — 288 с.

5. *Шарп У., Александр Г., Бэйли Дж.* Инвестиции: Пер. с англ. — М.: ИНФРА-М, 2001 — XII, 1028 с.

6. Сайт Української асоціації інвестиційного бізнесу. — www.uaib.com.ua