

ОЦІНЮВАННЯ ПРОГНОЗОВАНOSTІ ЦІНОУТВОРЕННЯ НА ФОНДОВОМУ РИНКУ УКРАЇНИ

**Сторонянська І. З.
Ліпич М. А.**

У статті проаналізовано можливість прогнозування ціноутворення на фондовому ринку України на основі історичних даних біржового індексу та макроекономічних чинників. Для цього здійснено статистичну перевірку індексу ПФТС на випадковість процесу та оцінено ефективність застосування методів економетричного аналізу для його передбачення. Міцність моделей прогнозування ринку цінних паперів свідчить про можливість застосування інвестором активних інвестиційних стратегій для отримання надринкової дохідності.

У роботі використано методи непараметричної та параметричної статистики. Серед методів непараметричної статистики застосовано критерій серійності, який дозволив спростувати гіпотезу про випадковий характер приростів дохідностей індексу. До методів параметричної статистики, які використовували в дослідженні, належать авторегресійний та факторний аналіз дохідностей. Високі та статистично значущі значення коефіцієнтів авторегресії для докризового та посткризового періодів підтвердили можливість застосування історичних даних для прогнозування дохідностей українського індексу.

Авторами визначено такі фундаментальні макроекономічні чинники впливу на формування індексу українського ринку, як фінансовий, грошовий, валютний, фондовий, товарний ринки та державні інвестиції. У результаті побудовано модель коінтеграції на основі чинників, які найбільше впливають на динаміку індексу, – ринкової капіталізації та величини золотовалютних резервів.

Автори роблять висновок про прогнозованість дохідностей українського індексу, що спростовує гіпотезу ефективності українського фондового ринку. Зміна макроекономічних чинників пояснює лише частину змін ринкового індексу. Тому автори зазначають, що подальшим напрямом дослідження є ідентифікація чинників, які впливають на коливання ціни на вітчизняному фондовому ринку.

Ключові слова: фондовий ринок, дохідність індексу, гіпотеза ефективного ринку, прогнозованість ціни, фундаментальні чинники, коінтеграція.

ОЦЕНКА ПРОГНОЗИРУЕМОСТИ ЦЕНООБРАЗОВАНИЯ НА ФОНДОВОМ РЫНКЕ УКРАИНЫ

**Сторонянская И. З.
Липич М. А.**

В статье проанализирована возможность прогнозирования ценообразования на фондовом рынке Украины на основе исторических данных биржевого индекса и макроекономических факторов. Для этого осуществлена статистическая проверка индекса ПФТС на случайность процесса и оценена эффективность применения методов эконометрического анализа

для его предсказания. Прочность моделей прогнозирования рынка ценных бумаг свидетельствует о возможности применения инвестором активных инвестиционных стратегий для получения сверхрыночной доходности.

В работе использованы методы непараметрической и параметрической статистики. Среди методов непараметрической статистики применен критерий серийности, который позволил опровергнуть гипотезу о случайном характере приростов доходностей индекса. К методам параметрической статистики, которые использовали в исследовании, относятся авторегрессионный и факторный анализы доходностей. Высокие и статистически значимые значения коэффициентов авторегрессии для докризисного и посткризисного периода подтвердили возможность применения исторических данных для прогнозирования доходностей украинского индекса.

Авторами выявлены такие фундаментальные макроэкономические факторы влияния на формирование индекса украинского рынка, как финансовый, денежный, валютный, фондовый, товарный рынки и государственные инвестиции. В результате построена модель коинтеграции на основе факторов, которые больше всего влияют на динамику индекса, – рыночной капитализации и величины золотовалютных резервов.

Авторы делают вывод о прогнозируемости доходностей украинского индекса, опровергает гипотезу эффективности украинского фондового рынка. Изменение макроэкономических факторов объясняет лишь часть изменений рыночного индекса. Поэтому авторы отмечают, что дальнейшим направлением исследования является идентификация факторов, влияющих на колебания цены на отечественном фондовом рынке.

Ключевые слова: фондовый рынок, доходность индекса, гипотеза эффективного рынка, прогнозируемость цены.

.....

EVALUATION OF THE PREDICTABILITY OF PRICING IN THE STOCK MARKET OF UKRAINE

*I. Storonyanska
M. Lypych*

The article provides an analysis of predictability of pricing in the stock market of Ukraine based on the stock index historical data and macroeconomic factors. For this purpose a statistical verification of the PFTS index was made to check whether the process is random and the efficiency of the econometric analysis applied for prediction of this index was evaluated. The stability of the stock market prediction models testifies an opportunity for an investor to apply active investment strategies to gain supermarket profits.

Nonparametric and parametric statistics methods were used in the research. The series criterion was chosen out of non-parametric statistics methods to disprove the hypothesis about the random nature of the index profitability gains. The parametric statistics methods used in the research are the autoregression methods and the factor analysis of profitability. High and statistically significant values of the autoregression coefficients for pre-crisis and post-crisis periods proved a possibility of using historical data to predict the Ukrainian index profitability.

The following fundamental macroeconomic factors influencing the Ukrainian market index formation were identified: financial, monetary, currency, stock and commodity markets and public investment. As a result, a cointegration model was built based on the factors of market capitalization and the amount of gold and foreign exchange reserves as those having the greatest impact on the index dynamics.

The authors have drawn a conclusion about predictability of the Ukrainian index profitability and has disproved the hypothesis about the Ukrainian stock market efficiency. Changing macroeconomic factors only explains part of the market index change. Therefore, in the authors' opinion, the area for further research is identification of factors influencing price fluctuations on the domestic stock market.

Keywords: stock market, the index return, the efficient market hypothesis, predictability of prices.

Таблиця 1

**Розширений тест Діккі – Фуллера
на стаціонарність індексу ПФТС 2002 – 2014 рр.
[The augmented Dickey – Fuller test
for PFTS index stationarity in 2002 – 2014]**

Часовий ряд	Критичне значення 5-відсотковий рівень	t-статистика	Імовірність
Індекс ПФТС	-3,411	-0,805	0,964
Дохідність індексу ПФТС	-3,411	-34,319	0,000

Примітка. Розраховано авторами за допомогою програми Eviews.

Для аналізу часових рядів дохідності фондового ринку України, визначення основного тренда, дисперсії, форми і частоти розподілу використаємо такі показники дискретивної статистики, як мода, медіана, стандартне відхилення, асиметрія і коефіцієнт ексцесу.

Результати обчислення статистичних критеріїв щоденних дохідностей індексу *PFTS* наведено в табл. 2. Середнє значення щоденних дохідностей індексу ПФТС у докризовий період становило 0,11 % та було вищим, ніж у посткризовий період – 0,02 %. Це свідчить про те, що фондові біржі України так і не змогли відновити докризовий рівень розвитку.

Волатильність на фондовому ринку можна обчислити на основі стандартного відхилення щомісячних дохідностей індексів упродовж 2002 – 2014 рр. Волатильність щоденних дохідностей цінних паперів індексного кошика ПФТС у докризовий період становила 2,1 %. Пік волатильності припадає на 2007 р., коли стандартне відхилення щоденних дохідностей становило 2,9 %. Волатильність посткризового періоду знизилась до 1,73 %.

Таблиця 2

**Дескриптивна статистика
щоденних дохідностей індексів *PFTS*
[Descriptive statistics of daily PFTS index profitability]**

Показник Період, рр.	Середнє	Медіана	Стандартне відхилення	Асиметрія	Ексцес
1	2	3	4	5	6
2002 – 2013 (загальний)	0,0007	0,0007	0,0196	0,0674	14,56
2002 – 2008 (передкризовий)	0,0011	0,0012	0,0211	0,1635	15,40

Сучасні моделі ціноутворення на фондовому ринку базуються на гіпотезі ефективного ринку Ю. Фама. Ефективним вважають ринок, на якому ціни повністю відображають усю доступну інформацію про фінансові активи, коливання цін – випадкові та є виявом раціональності ринку [1]. Інвестори приводять ринок в ефективний стан шляхом конкуренції за допомогою використання інформації для отримання доходу, корегуючи недооцінювання чи переоцінювання фінансових активів. За такої ринкової ситуації застосовувати активні інвестиційні стратегії недоцільно. Тому виникає потреба в оцінюванні можливостей передбачити ціни на українському фондовому ринку.

Дослідженням прогнозованості цін на іноземних ринках займалися такі вчені, як: І. Іванченко, В. Наливайський, М. Сардар, Ю. Фама та інші [1 – 3]. Ефективність українських фондових ринків вивчали дослідники Баторшина А. Ф., Парандій О. В. та ін. Незважаючи на значний внесок вчених у вивчення прогнозованості цін на фондових ринках, подальшого комплексного дослідження потребує ціноутворення вітчизняного фондового ринку.

Метою цієї роботи є визначення можливостей прогнозування зміни ціни на фондовому ринку України.

Для аналізу можливості передбачення майбутніх цін фондового ринку на основі їх динаміки необхідно здійснити статистичну перевірку часових рядів на випадковість та оцінити ефективність застосування методів економетричного аналізу для прогнозування ринку.

Для дослідження ціноутворення використаємо інформацію про щоденні дохідності індексу ПФТС упродовж 2002 – 2014 рр. [4]. У характері розвитку фондового ринку в докризовий (2002 – 2008 рр.) та посткризовий (2009 – 2014 рр.) періоди є суттєві відмінності, тому пропонуємо досліджувати кожен із періодів окремо.

Щоденні дохідності індексу обчислимо на основі припущення, що значення відповідають геометричному випадковому процесу. Позначимо як I_t , I_{t-1} – ціну закриття індексу *PFTS* у час t і $t-1$ відповідно. Дохідність активу R_t між датами $t-1$ і t визначимо як різницю натуральних логарифмів індексу останнього і попереднього періоду за формулою:

$$R_t = \ln \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \times 100. \quad (1)$$

Статистичні переваги використання часових рядів дохідності індексу, порівняно із значеннями самих цінових індексів, полягають у їх стаціонарному розподілі [2].

Застосуємо розширений тест одиничного кореня Діккі – Фуллера для оцінювання стаціонарності залишків індексу ПФТС та дохідності індексу. Нульова гіпотеза про наявність одиничного кореня з одиничним лагом була відхилена для значень індексу, тому можемо зробити висновок про нестационарність індексу ПФТС. Залишки дохідності індексу ПФТС відповідали стаціонарному розподілу (табл. 1).

Закінчення табл. 2

1	2	3	4	5	6
2009 – 2014 (посткризовий)	0,0002	0,0000	0,0173	-0,2348	9,90
2002	0,0010	0,0002	0,0280	1,4470	15,6642
2003	0,0015	0,0011	0,0220	-1,1960	17,8714
2004	0,0050	0,0037	0,0140	-0,0860	5,2927
2005	0,0011	0,0013	0,0120	-0,2280	5,0419
2006	0,0016	0,0011	0,0180	-0,6520	6,9443
2007	0,0034	0,0031	0,0290	0,1820	9,8099
2008	-0,0056	-0,0022	0,0220	0,1150	7,5443
2009	0,0026	0,0011	0,0200	-0,7760	10,4315
2010	0,0021	0,0019	0,0180	-0,8020	5,6265
2011	-0,0025	0,0000	0,0130	-0,1720	8,0892
2012	-0,0020	-0,0016	0,0110	0,8750	17,7217
2013	-0,0004	-0,0004	0,0190	0,1160	4,3593
2014	0,0021	0,0007	0,0197	1,6361	12,1557

Примітка. Розраховано авторами на основі даних ПФТС [4].

Щоденні дохідності індексу ПФТС указують на негативну асиметрію в докризовий період, тобто в динаміці дохідностей індексу в докризовий період переважали різкі негативні відхилення над позитивними. Позитивна асиметрія спостерігалась у посткризовий період. Коефіцієнт ексцесу є індикатором "крутості" розподілу статистичного ряду. Коефіцієнт ексцесу нормального розподілу дорівнює 3. Коефіцієнт ексцесу свідчить про те, що дохідності індексів *PFTS* "гостроверхи" та далекі від нормального розподілу, тобто є певне ядро щільності, усередині якого діапазон коливань значень щоденних дохідностей низький та розсіяне "гало", яке характеризується високим розкидом коливань.

Статистична перевірка часових рядів на випадковість процесу ціноутворення містить у собі певний набір методів, які можна класифікувати на дві групи. До першої групи належать методи непараметричної статистики, такі, як *Z*-критерій (критерій серійності). До методів параметричної статистики зараховують дослідження автокореляції дохідностей та регресійного аналізу [2; 5].

Для підтвердження чи спростування гіпотези про випадковий характер зміни ціни використаємо *Z*-статистику (критерій серійності). Серійність передбачає наявність послідовних однакових значень змінних у часовому ряді, серій. Значення дохідностей акцій можуть бути додатними, від'ємними або залишатися без змін. Загалом, за періодом 2002 – 2014 рр. та окремо в посткризовий та докризовий період ми розраховували кількість додатних приростів значень індексу N_0 , кількість від'ємних приростів – N_1 та кількість серій певного напрямку. Нульова гіпотеза полягає в незалежному розподілі приростів із нормальним розподілом та медіаною [2]:

$$\mu = \frac{N(N+1) - \sum_{i=1}^3 n_i^2}{N} \quad (2)$$

та стандартним відхиленням:

$$\sigma\mu = \left[\frac{\sum_{i=1}^3 \left[\sum_{i=1}^3 n_i^2 + N(N+1) - 2N(\sum_{i=1}^3 n_i^3 - N^3) \right]}{N^2(N-1)} \right]^{\frac{1}{2}}, \quad (3)$$

де n_i – кількість серій типу i .

Критерій серійності передбачає порівняння фактичної кількості серій у часовому ряді та очікуваного значення μ . Нульову гіпотезу можна виразити таким чином:

$$H_0: E(\text{серій}) = \mu. \quad (4)$$

Вихідні значення та результати оцінювання наведено в табл. 3.

Таблиця 3

**Критерій серійності
щоденних дохідностей індексу *PFTS*
[The series criterion of the *PFTS* index daily profitability]**

Показник \ Період, рр.	2002 – 2008	2009 – 2014	2002 – 2014
Кількість серій (R)	841,00	577,00	1 424,00
Кількість додатних приростів (N_0)	911,00	710,00	1 619,00
Кількість від'ємних приростів (N_1)	814,00	790,00	1 607,00
Кількість значень дохідності (N)	1 725,00	1 500,00	3 226,00
Очікувана кількість серій $E(R_1)$	860,77	748,87	1 613,98
Варіація $Var(R_1)$	428,28	372,62	806,23
Стандартне відхилення $StDev$	20,69	19,30	28,39
<i>Z</i> -критерій	-0,96	-8,90	-6,69
Імовірність <i>Z</i> -критерію	0,34	0,00	0,00

Примітка. Розраховано авторами за допомогою програми *MS Excel*.

На основі результатів розрахунків можемо попередньо спростувати гіпотезу про випадковий характер приростів дохідностей індексів *PFTS*. Двосторонній *Z*-критерій є значущим у докризовий період на низькому рівні надійності. У посткризовий період результати свідчать про однозначну наявність серій у приростах дохідностей. Можемо передбачити, що на фондовому ринку є автокореляція дохідностей, тобто залежність дохідностей одного періоду від дохідності попереднього. Для перевірки гіпотези необхідно здійснити аналіз корелограми.

Побудуємо корелограму для дохідностей обох періодів (табл. 4). Корелограми відображають наявність автокореляції (*AC*) та часткової автокореляції (*PAC*) у часовому ланзі [6]. Для докризового періоду визначено автокореляцію 2-го порядку, тобто дохідність індексу залежала від дохідності двох попередніх днів, у посткризовий період автокореляції наявна в першому часовому ланзі, тобто дохідність індексу залежала від попереднього дня.

Корелограма дохідностей індексу PFTS
[The correlogram of the PFTS index returns]

Лаг	Докризовий період				Посткризовий період			
	Автокореляція (AC)	Часткова автокореляція (PAC)	Q-стат.	Імовірність	Автокореляція (AC)	Часткова автокореляція (PAC)	Q-стат.	Імовірність
1	-0,089	-0,089	13,179	0,000	0,326	0,326	133,31	0,000
2	0,066	0,059	20,448	0,000	0,097	-0,010	145,17	0,000
3	0,036	0,048	22,623	0,000	0,072	0,048	151,63	0,000
4	0,014	0,018	22,961	0,000	0,081	0,049	159,83	0,000
5	0,067	0,065	30,373	0,000	0,062	0,021	164,70	0,000
6	0,036	0,044	32,462	0,000	0,032	0,001	166,00	0,000
7	0,028	0,026	33,767	0,000	0,010	-0,007	166,14	0,000
8	0,012	0,006	34,007	0,000	0,088	0,091	175,94	0,000
9	0,025	0,019	35,079	0,000	0,158	0,111	207,45	0,000
10	0,025	0,021	36,154	0,000	0,104	0,016	221,16	0,000

Примітка. Розраховано авторами за допомогою програми Eviews.

Для того щоб перевірити, чи можливо використати автокореляцію дохідностей для передбачення майбутніх значень, необхідно побудувати авторегресію дохідностей індексів. Рівняння авторегресії – це рівняння регресії, у яких значення результативної ознаки прогноуються на основі його попередніх значень [6]. Значущість коефіцієнтів авторегресії та стійкість моделі буде свідчити про можливість передбачення дохідностей індексів, а отже, і неефективність ринку.

Для моделі авторегресії $AR(p)$ оптимальним буде лаг, який менший за лаг, якщо значення часткової кореляції починають коливатися близько нуля. Для докризового

періоду оптимальним буде лаг 2-го порядку, оскільки із 3-го лага коефіцієнт починає коливатися в межах нуля. Для перевірки ймовірності прогнозування індексу PFTS у період 2009 – 2014 рр. достатньо використати модель автокореляції з першим лагом $AR(1)$.

Для обчислення авторегресії необхідно перевірити, чи не порушується передумова методу найменших квадратів про відсутність автокореляції в залишках та гомоскедастичності залишків. Для перевірки наявності автокореляції в залишках проведемо LM-тест Бройша – Годфрі.

У посткризовий період LM-тест Бройша – Годфрі вказує на відсутність автокореляції в залишках (табл. 5).

Таблиця 5

LM-тест Бройша – Годфрі на наявність автокореляції в залишках
[Breusch – Godfrey LM test for autocorrelation in residues]

Вид моделі	Період	F-стат.	Імов. F	Спост.* R^2	Імов. R^2
Модель авторегресії	Докризовий	0,1401	0,708	0,140339	0,7079
	Посткризовий	3,651	0,012	10,92741	0,0121
Модель авторегресії з ковзним середнім у залишках	Докризовий	0,124	0,725	0,000000	1,0000

Примітка. Розраховано авторами за допомогою програми Eviews.

Для аналізу дохідностей індексу достатньо скористатись авторегресійною моделлю першого порядку:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

де R_t – дохідність індексу в період t , яка розраховується як відсоткова різниця логарифмів цін поточного та попереднього періоду;

α_0 – константа;

α_1 – ваговий коефіцієнт, який визначає рівень впливу попередньої зміни ціни на поточну ціну фінансового інструменту;

ε_t – помилка прогнозу, некорельовані випадкові величини.

Аналіз коефіцієнтів авторегресії для посткризового періоду наведений у табл. 6. Коефіцієнт α_0 виявився статистично незначущим, тому його вилучили з моделі. Гіпотезу про адекватність авторегресії щоденної дохідності можна підтвердити на основі високого статистично значущого коефіцієнта α_1 . Коефіцієнт детермінації R^2 має специфічні особливості для x -показників дохідності. Малі значення R^2 разом із високим коефіцієнтом α_1 свідчать про великі значення обох показників у довготерміновій перспективі, тобто висновки про якість моделі необхідно здійснювати саме на основі коефіцієнта α_1 [1]. Результати обчислень авторегресійної моделі вказують на великий, статистично значущий на 95 % надійності коефіцієнт авторегресії, тобто

дохідності, що можливо передбачити на основі їх попередніх значень у посткризовий період.

Закінчення табл. 7

Таблиця 6

**Аналіз коефіцієнтів авторегресії
для посткризового періоду
[Autoregression coefficients for the post-crisis period]**

Змінна	Коефіцієнт	Ст. похибка	t-статистика	Імов.
R (-1)	0.326369	0.026761	12.19591	0.0000
R-squared	0.106415	Mean dependent var		-3.67E-06
Adjusted R-squared	0.106415	S.D. dependent var		0.017275
S.E. of regression	0.016330	Akaike info criterion		-5.390862
Sum squared resid.	0.333058	Schwarz criterion		-5.386757
Log likelihood	3370.289	Hannan-Quinn criter.		-5.389319
Durbin-Watson stat.	1.989981			

Примітка. Розраховано авторами за допомогою програми *Eviews*.

Оскільки LM-тест Бройша – Годфрі вказує на наявність автокореляції в залишках, то для перевірки ймовірності прогнозування індексу *PFTS* у період 2002 – 2008 рр. необхідно використати модель авторегресії з ковзним середнім у залишках *ARMA* (p, q). Авторегресія з ковзним середнім у залишках дозволяє застосовувати метод найменших квадратів, нівелювавши вплив автокореляції в залишках.

У моделі ковзного середнього *ARMA* (p, q), оптимальним p буде значення лага, починаючи з якого часткова автокореляційна функція спадає, оптимальним q – лаг, починаючи з якого спадає коефіцієнт автокореляції. Тому для аналізу прогностичних властивостей дохідностей докризового періоду необхідно використовувати модель *ARMA* (2, 1), яка має такий вигляд:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 R_{t-2} + \theta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

де e_{t-1} – відхилення фактичного значення дохідності від прогнозного;

θ – відповідний коефіцієнт за e_{t-1} ;

ε_t – некорельовані випадкові величини.

У рівнянні авторегресії з ковзним середнім відсутні автокореляції в залишках, про що свідчить тест Бройша – Годфрі (див. табл. 5).

Аналіз коефіцієнтів авторегресії для докризового періоду наведений у табл. 7.

Таблиця 7

**Характеристики коефіцієнтів ARMA
для докризового періоду
[Characteristics of ARMA coefficients
for the pre-crisis period]**

Змінна	Коефіцієнт	Ст. похибка	t-статистика	Імов.
1	2	3	4	5
R(-1)	0.846795	0.029034	29.16578	0.0000
R(-2)	0.134191	0.025173	5.330682	0.0000
MA(1)	-0.949951	0.016700	-56.88265	0.0000
R-squared	0.027557	Mean dependent var		0.001470

1	2	3	4	5
Adjusted R-squared	0.026372	S.D. dependent var		0.019566
S.E. of regression	0.019306	Akaike info criterion		-5.054983
Sum squared resid	0.611634	Schwarz criterion		-5.045120
Log likelihood	4158.196	Hannan-Quinn criter.		-5.051325
Durbin-Watson stat	1.996392			
Inverted MA Roots	.95			

Примітка. Розраховано авторами за допомогою програми *Eviews*.

Великі та статистично значущі значення коефіцієнтів авторегресії для докризового періоду свідчать, що застосувати авторегресію для прогнозування дохідностей можливо. Коефіцієнт α_0 виявився статистично незначущим, тому його вилучили з моделі, тобто дохідності можливо передбачити на основі історичної інформації в докризовий період.

Прогнозованість дохідностей індексу українського фондового ринку може бути пов'язана як із неефективністю ціноутворення, так і з інституційною недосконалістю. Тому необхідно визначити вплив фундаментальних макроекономічних чинників ціноутворення для оцінювання процесів на українському фондовому ринку. Застосуємо мультифакторну модель для оцінювання впливу макроекономічних чинників.

На основі досліджень учених [2; 8; 9], пропонуємо виділити такі чинники ціноутворення фондового ринку: фінансовий ринок (обсяг банківських депозитів, банківських кредитів, відсоткова ставка НБУ), грошовий ринок (відсотки за державними облігаціями), валютний ринок (курс валют), фондовий ринок (ринкова капіталізація), товарний та сировинний ринки (ВВП, золотовалютні резерви, експорт, імпорт, індекс споживчих цін) та державні інвестиції (державні видатки).

Проаналізуємо вплив макроекономічних чинників на ціноутворення на фондовому ринку. Побудуємо регресійну модель залежності індексу від обраних чинників, яку математично можна обчислити за формулою:

$$I_t = a + \beta_1 (F_1)_t + \beta_2 (F_2)_t + \dots + \beta_n (F_n)_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

де I_t – значення індексу в період t ;

a – очікувана вартість, якщо кожен із чинників дорівнює нулю;

F_1, F_2 – значення чинників у період t ;

β_1 – ціна чинників (ризик премія) для індексу;

ε_t – випадкова величина.

Для того щоб визначити, які з чинників дійсно впливають на дохідність індексу, необхідно зробити аналіз кореляції та коінтеграції даних. Кореляція – це статистичний взаємозв'язок двох або декількох випадкових величин. Водночас зміни значень однієї або декількох із цих величин супроводжуються систематичною зміною значень іншої або інших величин. Коінтеграція – властивість кількох нестационарних часових рядів, що полягає в існуванні деякої їх стаціонарної лінійної комбінації [7]. Якщо змінна має стійкий та постійний вплив на індекс, вона має відображати

коінтеграцію. Для аналізу доцільно використовувати саме значення індексу, а не його дохідності, оскільки необхідний нестационарний розподіл даних.

Для того щоб визначити силу впливу чинників, зробимо аналіз кореляції чинників із індексом. Для аналізу макроекономічних показників період дослідження обмежимо 2006 – 2014 рр., оскільки лише з 2006 р. доступні щомісячні статистичні дані макроекономічних показників. У такому разі докризовий період буде репрезентований 2006 – 2008 рр., посткризовий – 2009 – 2014 рр.

Результати аналізу кореляції макроекономічних чинників зі значеннями індексу *PFTS* свідчать про те, що найміцніший зв'язок у докризовий період індекс мав із такими чинниками, як банківська відсоткова ставка, курс валют та державні видатки; у посткризовому – із динамікою золотовалютних резервів, ринковою капіталізацією та банківською відсотковою ставкою (табл. 8).

Таблиця 8

Кореляція макроекономічних чинників зі значеннями індексу *PFTS* [Correlation of macroeconomic factors with the *PFTS* index]

Чинники	Умовні позначення	Загальний період, %	Докризовий період, %	Посткризовий період, %
а) фінансового ринку: банківські депозити	BD	-36	10	-32
банківські кредити	BL	-36	-7	-42
відсоткова ставка	IR	-51	-55	-47
б) грошового ринку: облігації	BND	-47	-36	-38
в) валютного ринку: курс валют	FX	-35	-40	20
г) фондового ринку: ринкова капіталізація	MC	–	–	69
д) товарного ринку: ВВП	GDP	45	36	46
золотовалютні резерви	GLD	57	36	76
експорт	EX	-8	9	-11
імпорт	IM	-10	17	-21
індекс споживчих цін	CPI	6	-32	10
е) державних інвестицій: державні видатки	GE	-29	-39	-16

Примітка. Розраховано авторами за допомогою програми *Eviews*.

Для того щоб визначити характер та міцність зв'язку між чинниками та індексом, необхідно зробити аналіз коінтеграції. Аналіз коінтеграції здійснюється в два етапи: на першому етапі за допомогою тесту одиничного кореня Діккі – Фуллера визначається стаціонарність даних. Якщо процес є нестационарним, то на другому етапі необхідно визначити чи дані змінні коінтегрують.

Результати тесту одиничного кореня Діккі – Фуллера на стаціонарність чинників наведені в табл. 9. Тест проводився спочатку для самого часового ряду (модель 1)

та його першої різниці (модель 2). Разом із тим до рівняння входить вільний член. Тест не спростував гіпотези про наявність одиничного кореня в моделі 1 для більшості чинників, крім відсоткової ставки та індексу споживчих цін. Статистична значущість *t*-статистики тесту Діккі – Фуллера в моделі підтверджує припущення про нестационарність рядів усіх макроекономічних чинників, окрім відсоткової ставки та індексу споживчих цін, тому дані чинники необхідно вилучити.

Таблиця 9

Тест Діккі – Фуллера на наявність одиничних коренів [The augmented Dickey – Fuller test for a unit root in a time series]

Чинники	Модель 1		Модель 2	
	<i>t</i> -статистика	Імов.	<i>t</i> -статистика	Імов.
BD	1,098414	0,9973	-8,754938	0,0000
BL	-1,843392	0,3576	-4,802251	0,0001
IR	-2,968509	0,0416	-7,459376	0,0000
BND	-2,348180	0,1596	-8,416686	0,0000
FX	-0,791841	0,8178	-7,041209	0,0000
MC	-2,320885	0,1692	-9,369873	0,0000
GDP	-2,853657	0,0588	-4,840577	0,0003
GLD	-1,895491	0,3336	-8,275075	0,0000
EX	-1,397276	0,5753	-7,490168	0,0000
IM	-1,317541	0,6138	-5,822467	0,0000
CPI	-5,589753	0,0000	-11,80748	0,0000
GE	0,422501	0,9832	-5,914042	0,0000

Примітка. Розраховано авторами за допомогою програми *Eviews*.

Тест Йохансена на коінтеграцію свідчить про наявність коінтеграції між індексом та ВВП, золотовалютними резервами та капіталізацією ринку. Тест Гренджера підтверджує наявність причинно-наслідкового зв'язку між зміною золотовалютних запасів та ринкової капіталізації до змін індексу. Тест причинності Гренджера вказує на індекс як причину зміни ВВП, тому коінтеграцію із цим чинником розглядати не доцільно (табл. 10).

Таблиця 10

Тести Йохансена та Гренджера на коінтеграцію [Johansen and Granger tests for cointegration]

Чинники	Тест Йохансена		Тест Гренджера	
	<i>Trace Statistic</i>	<i>Prob.**</i>	<i>F-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
1	2	3	4	5
GDP *	21,59250	0,0053	2,12746	0,0981
IMP	4,115291	0,8940	0,33548	0,8522
EXP	5,832026	0,7153	–	–
IR	11,73255	0,1702	0,38404	0,8195
GLD	24,11738	0,0020	2,80244	0,0290

Закінчення табл. 10

1	2	3	4	5
BL	13,37293	0,1018	1,10229	0,3610
BD	8,310241	0,4328	1,46711	0,2196
BND	15,15978	0,0561	0,77524	0,4640
FX	4,607766	0,8490	0,49112	0,7422
GE	14,52924	0,0695	0,78948	0,5343
MC	12,99571	0,1150	4,00700	0,0075

Примітка. Розраховано авторами за допомогою програми Eviews.

Провівши тест на стаціонарність та коінтеграцію нами визначено два основних чинники, які впливають на формування індексу: ринкову капіталізацію та величину золотовалютних резервів. Побудуємо факторну модель за допомогою рівняння (6). Модель описує стійку залежність між індексом, факторами ринкової капіталізації та величиною золотовалютних резервів. Зміна макроекономічних чинників становить 78,28 % змін ринкового індексу, про що свідчить коефіцієнт детермінації (табл. 11).

Таблиця 11

Значення коефіцієнтів факторної моделі [The factor model coefficients]

Змінна	Коефіцієнт	Ст. похибка	t-статистика	Імов.
MC	0,002375	0,000338	7,019245	0,0000
GLD	0,028408	0,003428	8,287224	0,0000
C	-654,3887	97,98640	-6,678363	0,0000
R-squared	0,782827	Mean dependent var		594,2196
Adjusted R-squared	0,774311	S.D. dependent var		250,6471
S.E. of regression	119,0743	Akaike info criterion		12,45133
Sum squared resid	723113,4	Schwarz criterion		12,56182

Примітка. Розраховано авторами за допомогою програми Eviews.

Таким чином, на українському ринку визначено прогнозованість дохідності індексу, що спростовує гіпотезу про ефективність українського фондового ринку. Серед макроекономічних чинників найбільший вплив мають показники ринкової капіталізації та величини золотовалютних резервів. Проте зміна макроекономічних чинників пояснює лише 78,28 % змін ринкового індексу. Тому подальшим напрямом дослідження є ідентифікація чинників, які впливають на коливання ціни на вітчизняному фондовому ринку.

Література: 1. Fama E. F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work / E. F. Fama // The Journal of Finance. – 1970. – Vol. 25, issue 2. – P. 383–417. 2. Sardar M. N. Islam Empirical Finance. Modelling and Analysis of Emerging Financial and Stock Markets / M. N. Islam Sardar, S. Watanapalachaikul. – Berlin : Springer-Verlag Berlin Heidelberg GmbH, 2005. – P. 25–51. 3. Наливайский В. Исследование степени эффективности российского фондового рынка / В. Наливайский, И. Иванченко // Рынок ценных бумаг. – 2004. – № 15 (270). – С. 47. 4. Офіційний сайт Фондової біржі "ПФТС". – Режим доступу : <http://www.pfts.ua>. 5. Парандій О. В. Гіпотези ефективного ринку та випадкових блукань на фондовому ринку України / О. В. Парандій, О. В. Філо-

нов // Формування ринкових відносин в Україні. – 2013. – № 7. – С. 30–37. 6. Брюков В. Г. Как предсказать курс доллара. Эффективные методы прогнозирования с использованием Excel и EViews / В. Г. Брюков. – М. : КНОРУС ; ЦИПСИР, 2011. – 272 с. 7. Cochrane J. H. Asset Pricing / J. H. Cochrane. – Princeton : Princeton University Press, 2001. – 462 p. 8. Dioba A. The role of behavioral finance in enterprise management / A. Dioba // Економіка розвитку. – 2013. – № 2 (66). – С. 78–81. 9. Varian H. Big Data; New Tricks for Econometrics / H. Varian // Journal of Economic Perspectives. – 2014. – Issue 2, No. 28. – P. 3–28. 10. Баторшина А. Ф. Дослідження ефективності фондового ринку України / А. Ф. Баторшина // Міжнародна економічна політика. – 2006. – № 4. – С. 101–121. 11. Козьменко С. М. Фінансiалiзацiя економiки та її вплив на iндикатори соцiально-економiчного розвитку окремих країн / С. М. Козьменко, М. В. Корнєєв, В. В. Македон // Актуальні проблеми економіки. – 2014. – № 11. – С. 290–298.

References: 1. Fama E. F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work / E. F. Fama // The Journal of Finance. – 1970. – Vol. 25, issue 2. – P. 383–417. 2. Sardar M. N. Islam Empirical Finance. Modelling and Analysis of Emerging Financial and Stock Markets / M. N. Islam Sardar, S. Watanapalachaikul. – Berlin : Springer-Verlag Berlin Heidelberg GmbH, 2005. – P. 25–51. 3. Nalivay-skiy V. Issledovanie stepeni effektivnosti rossiyskogo fondovogo rynku [Research into the effectiveness of the Russian stock market] / V. Nalivayskiy, Y. Yvanchenko // Rynok tsennykh bumag. – 2004. – No. 15 (270). – P. 47. 4. Ofitsiyniy sait Fondovoi birzhi "PFTS". – Access mode : <http://www.pfts.ua>. 5. Parandii O. V. Hipotezy effektivnogo rynku ta vypadkovykh blukan na fondovomu rynku Ukrainy [The efficient market hypothesis and random walks on the Ukrainian stock market] / O. V. Parandii, O. V. Filonov // Formuvannia rynkovykh vidnosyn v Ukraini. – 2013. – No. 7. – P. 30–37. 6. Bryukov V. G. Kak predskazat kurs dollara. Effektivnye metody prognizirovaniya s ispolzovaniyem Excel i EViews [How to predict the dollar. Effective methods of forecasting using Excel and EViews] / V. G. Bryukov. – M. : KNORUS ; TsIPSiR, 2011. – 272 p. 7. Cochrane J. H. Asset Pricing / J. H. Cochrane. – Princeton : Princeton University Press, 2001. – 462 p. 8. Dioba A. The role of behavioral finance in enterprise management / A. Dioba // Ekonomika rozvytku. – No. 2 (66). – 2013. – P. 78–81. 9. Varian H. Big Data; New Tricks for Econometrics / H. Varian // Journal of Economic Perspectives. – 2014. – Issue 2, No. 28. – P. 3–28. 10. Batorshyna A. F. Doslidzhennia effektivnosti fondovoho rynku Ukrainy [Research in the efficiency of Ukraine's stock market] / A. F. Batorshyna // Mizhnarodna ekonomichna polityka. – 2006. – No. 4. – P. 101–121. 11. Kozmenko S. M. Finansializatsiya ekonomiky ta yiy vplyv na indykatory sotsialno-ekonomichnoho rozvytku okremykh krain [Economy financialization and its impact on social and economic development indices in some countries] / S. M. Kozmenko, M. V. Kornieiev, V. V. Make-don // Aktualni problemy ekonomiky. – 2014. – No. 11. – P. 290–298.

Інформація про авторів

Сторонянська Ірина Зеновівна – докт. екон. наук, професор, завідувач відділу регіональної фінансової політики Інституту регіональних досліджень Національної академії наук України (вул. Козельницька, 4, м. Львів, Україна, 79026, e-mail: mlipych@ukr.net, istoron@i.ua).

Ліпич Мирослава Анатоліївна – аспірант Інституту регіональних досліджень Національної академії наук України (вул. Козельницька, 4, м. Львів, Україна, 79026, e-mail: mlipych@ukr.net).

Інформація об авторах

Сторонянская Ирина Зеновьевна – докт. экон. наук, профессор, заведующая отделом региональной финансовой политики Института региональных исследований Национальной академии наук Украины (ул. Козельницкая, 4, г. Львов, Украина, 79026, e-mail: mlipych@ukr.net, istoron@i.ua).

Липич Мирослава Анатольевна – аспірант Інститута регіональних досліджень Національної академії наук України (ул. Козельницька, 4, г. Львів, Україна, 79026, e-mail: mlipych@ukr.net).

Information about the authors

I. Storonyanska – Doctor of Sciences in Economics, Professor, Head of the Department of Regional Financial Policy of the Institute of Regional Studies of the National Academy of Sciences

of Ukraine (4 Kozelnytska St., Lviv, Ukraine, 79026, e-mail: mlipych@ukr.net, istoron@i.ua).

M. Lipych – postgraduate student of the Institute of Regional Studies of the National Academy of Sciences of Ukraine (4 Kozelnytska St., Lviv, Ukraine, 79026, e-mail: mlipych@ukr.net).

*Стаття надійшла до ред.
22.04.2015 р.*

УДК 354.82:330.341.1

JEL Classification: E60; O20; P40

ІННОВАЦІЙНА ПОЛІТИКА ЯК ІНСТРУМЕНТ РЕАЛІЗАЦІЇ НАЦІОНАЛЬНОЇ ІННОВАЦІЙНОЇ СТРАТЕГІЇ

Терьошкіна Н. Є.

Досліджено взаємозалежність та взаємопідпорядкованість понять інноваційної стратегії та інноваційної політики. Визначено сутність інноваційної політики, її види, ознаки, подібності та відмінності між нею та інноваційною стратегією. Різницю і взаємозв'язок між стратегією і політикою зведено до такого: головна ідея, офіційна лінія або довготерміновий план, ухвалені державою, є її стратегією; заходи, впроваджувані керівництвом держави для досягнення поставлених цілей, є політикою; можуть мати місце різні види політики для досягнення цілей, поставлених державою на підставі керівних принципів стратегії, причому стратегія – довготермінова концепція, яка, хоч і має корегуватися у процесі реалізації, але залишається водночас відносно постійною; стратегію можна визначити як мету, а політику – як дію для досягнення цієї мети. Доведено, що національну інноваційну стратегію використовують як правила та прийоми для досягнення цілей держави, а інноваційна політика конкретизує наміри та стратегічні орієнтири щодо розроблених цілей. Проаналізовано особливості реалізації інноваційної політики на різних ієрархічних рівнях економічної системи та узагальнено роль регіонів у ній із виділенням п'яти основних тенденцій, що її обумовлюють. Установлено три основних етапи (покоління) розвитку інноваційної політики в розвинених країнах. Розкрито місце та значення інноваційної політики в інноваційній стратегії для функціонування й розвитку держави в цілому. Окреслено стан інноваційної політики зарубіжних країн та України, основні труднощі у її реалізації. Розглянуто мету та основні принципи української державної інноваційної політики.

Ключові слова: інноваційна політика, інноваційна стратегія, державне управління.

ИННОВАЦИОННАЯ ПОЛИТИКА КАК ИНСТРУМЕНТ РЕАЛИЗАЦИИ НАЦИОНАЛЬНОЙ ИННОВАЦИОННОЙ СТРАТЕГИИ

Терешкина Н. Е.

Исследованы взаимозависимость и взаимоподчиненность понятий инновационной стратегии и инновационной политики. Определена сущность инновационной политики, ее виды, признаки, сходства и различия между ней и инновационной стратегией. Различие и взаимосвязь между стратегией и политикой сведены к следующему: главная идея, официальная линия или долгосрочный план, принятые государством, являются его стратегией;