

Міністерство освіти і науки України  
Прикарпатський національний університет ім. Василя Стефаника

Благун І.С., Буртняк І.В.

# Моделювання процесів розвитку фондового ринку

Монографія

Івано–Франківськ  
2011

УДК 519.86+336.76  
ББК У26

Рецензенти:

доктор економічних наук, професор Загородня Т.П.  
доктор економічних наук, професор Клебанова Т.С.

У монографії проведено наукове узагальнення вузлових аспектів моделювання фондового ринку. Розкрито проблеми його розвитку, запропоновано інструменти його дослідження, а також розроблено моделі оптимізації його функціонування.

Розрахована на науковців, аспірантів, студентів та широкий загал, який зацікавлений процесами розвитку фондового ринку.

## ЗМІСТ

ВСТУП	4
РОЗДІЛ 1. ТЕОРЕТИКО-МЕТОДОЛОГІЧНІ ОСНОВИ МОДЕЛЮВАННЯ ПРОЦЕСІВ РОЗВИТКУ ФОНДОВОГО РИНКУ	5
1. 1. Місце фондового ринку в системі фінансових інституцій	5
1. 2. Методологія визначення показників фондового ринку	22
1. 3. Аналіз основних підходів до моделювання і прогнозування процесів розвитку фондового ринку	38
Висновки до розділу 1	55
РОЗДІЛ 2. РОЗРОБКА МОДЕЛЕЙ ДОСЛІДЖЕННЯ ПРОЦЕСІВ РОЗВИТКУ ФОНДОВОГО РИНКУ	58
2. 1. Аналіз функціонування фондових ринків	58
2. 2. Стохастичні моделі динаміки показників фондового ринку	69
2. 3. Моделі прогнозування процесів розвитку фондового ринку	88
Висновки до розділу 2	99
РОЗДІЛ 3. РЕАЛІЗАЦІЯ МОДЕЛЕЙ СТОХАСТИЧНИХ ПРОЦЕСІВ РОЗВИТКУ ФОНДОВОГО РИНКУ	102
3. 1. Діагностика і прогнозування індексів фондового ринку	102
3. 2. Реалізація алгоритмів моніторингу динаміки показників фондового ринку	112
3. 3. Застосування спектрального аналізу для дослідження процесів розвитку фондового ринку	120
Висновки до розділу 3	152
ВИСНОВКИ	155
СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ	157

## ВСТУП

Відповідно до основних тенденцій світового економічного розвитку, в нинішніх умовах значно посилюється значення розвитку фондового ринку як одного із каталізаторів інституційних змін в функціональних, галузевих, регіональних і територіальних сферах, які утворюють єдину економічну систему. Реформування економіки України, зміна механізмів господарювання вимагають ефективних методів дослідження процесів, які відбуваються на фондовому ринку.

Процеси реформування власності супроводжуються структурною перебудовою економіки і обумовлюють створення фондового ринку, як складової фінансових відносин, який забезпечує вільний обіг коштів у вигляді цінних паперів. Фондовий ринок сприяє обігу та раціональному розміщенню фінансових коштів, дає можливість самостійно оцінювати ефективність управління підприємством та створює умови для конкуренції. У цьому зв'язку дослідження проблем формування і функціонування ринку капіталу є актуальним і важливим.

На даний час у вітчизняній і світовій науці значний внесок у вивчення вказаних питань зроблений такими вченими як Андерсон Т., Блекман Р., Благун І., Вітлінський В., Врублевська О., Геєць В., Гренджер К., Енгл Р., Зайковський У., Клебанова Т., Колесникова В., Конюховський П., Львовчкін С., Лукаш С., Малютіна Л., Моляков Д., Опарін В., Островська О., Павлюк К., Парзен Е., Романовський М., Саблук М., Тюкі Д., Федосов В, Хатанака М., Хемінг Р., Хенан Е. та ін.

Не дивлячись на прикладені зусилля в даній області фінансових досліджень, аналіз ситуації, яка склалась на цьому сегменті ринку, дозволяє стверджувати, що зроблені кроки в цьому напрямку в певній мірі не дали очікуваних результатів. Такий стан в першу чергу викликаний як неадекватним використанням розроблених раніше методів, так, і не в останню чергу відсутністю, досліджень в області стохастичних процесів фондового ринку, зокрема щодо індексу Першої Фондової Торговельної Системи (ПФТС).

Метою монографії є розробка економіко-математичних моделей для аналізу та прогнозування процесів розвитку фондового ринку.

Отримані результати та розроблені рекомендації є методичною базою для формування прогнозів на фондовому ринку України.

## РОЗДІЛ 1

### ТЕОРЕТИКО-МЕТОДОЛОГІЧНІ ОСНОВИ МОДЕЛЮВАННЯ ПРОЦЕСІВ РОЗВИТКУ ФОНДОВОГО РИНКУ

#### 1.1. Місце фондового ринку в системі фінансових інституцій

Становлення ринкової економіки в Україні вимагає забезпечення функціонування на відповідному рівні фінансового і фондового ринків разом з усіма обслуговуючими їх інститутами. У цьому зв'язку останнім часом все більше уваги приділяється проблемам формування і розвитку фондового ринку, оскільки саме розвиток фондового ринку визначає стратегію і темпи ринкової переорієнтації економіки країни. Через фондовий ринок формується новий механізм перерозподілу грошових накопичень, які можуть виникати в господарюючих суб'єктів, держави, населення.

Фондовий ринок визначають як «сферу потенційних обмінів», «інститут або механізм, що зводить разом покупців (пред'явників попиту) і продавців (постачальників) окремих товарів і послуг [1]. Особливість цього ринку у тому, що він «має справу» з цінними паперами (ЦП), обіг яких визначає структуру ринку, його розміщення, правила функціонування.

У монографії Загорського В.С. [2] зазначено, що ринок грошей і цінних паперів становлять єдиний фінансовий ринок у його широкому розумінні. Розділення цих ринків можливе лише умовно для здійснення теоретичного аналізу кожного з них зокрема. Ринок цінних паперів вміщений у фінансовому контурі управління економікою і залучений до процесів розподілу і перерозподілу фінансових ресурсів і грошей.

Згідно з Постановою ВРУ «Про Концепцію функціонування та розвитку фондового ринку України», поняття фондового ринку ототожнюється з поняттям цінних паперів [3], проте деякі вітчизняні науковці схильні розділяти ці дві категорії. Зокрема, Мозговий О.М. вказує на те, що фондовий ринок (ринок капіталів) представляється довготерміновими цінними паперами, а ринок цінних паперів включає, окрім довготермінових, ще й короткотермінові цінні папери (рис. 1.1).



Рис. 1.1. Узгодження понять «ринок капіталу», «фондовий ринок» і «ринок цінних паперів» за Мозговим О.М. [4]

В роботі [5] поняття фондового ринку та ринку цінних паперів ототожнюються (рис. 1.2). Однак автор зауважує, що ринок цінних паперів є сегментом як грошового ринку, так і ринку капіталів, які також включають рух прямих банківських кредитів, перерозподіл грошових ресурсів через галузь страхування, внутрішньофірмові кредити і т.д.



Рис. 1.2. Узгодження понять «ринок капіталу», «фондовий ринок» і «ринок цінних паперів» за Ляшенко В.І. [5]

Економічна енциклопедія за редакцією Мочерного С.В. дає наступне визначення: «Фондовий ринок – це частина фінансового ринку як система економічних відносин з приводу випуску, розміщення, купівлі-продажу акцій, інших приватизаційних і похідних цінних паперів. На сучасному етапі розвитку структура фінансових інститутів ринку змінюється на користь реального сектору – корпоративних цінних паперів та їх похідних, тобто фондовий ринок охоплює дедалі більшу частку фінансового ринку» [6]. Фондовий ринок, як і ринок цінних паперів, автори поділяють на первинний і вторинний, чим об'єднують обидва поняття.

В підручнику Загороднього А.Г., Вознюка Г.Л. категорії «фондовий ринок» та «ринок цінних паперів» є ідентичними і представлені як «частина ринку позикових капіталів, де здійснюють емісію та купівлю-продаж цінних

паперів» [7].

Фінансово-економічний словник [8] також дає спільне визначення для понять фондового ринку та ринку цінних паперів і за рухом фінансових потоків на фінансовому ринку відображає місце фондового ринку серед валютного, кредитного ринків, а також ринку коштовних металів (рис. 1.3).

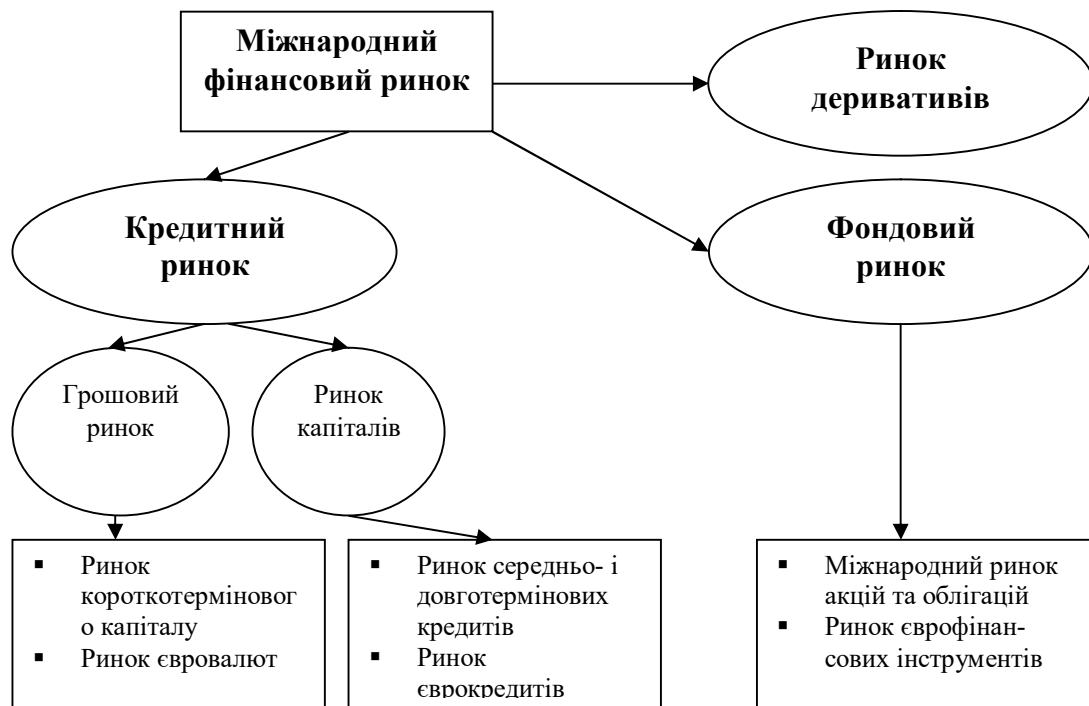


Рис. 1.3. Місце фондового ринку в класифікації міжнародних ринків за рухом фінансових потоків [8]

Таким чином, проблема узгодження термінології таких фінансових інституцій як «фондовий ринок», «ринок цінних паперів», «ринок капіталів», «грошовий ринок» на сьогодні залишається актуальною.

На нашу думку, слід користуватись термінологією, на основі якої сформовані та діють основні нормативно-законодавчі документи, що регулюють діяльність фондового ринку в Україні. Тобто в даній роботі будемо відштовхуватись від поняття «фондовий ринок», яке за змістом співпадає з поняттям «ринку цінних паперів».

Місце фондового ринку в загальній інфраструктурі ринків представлено на рис. 1.4.

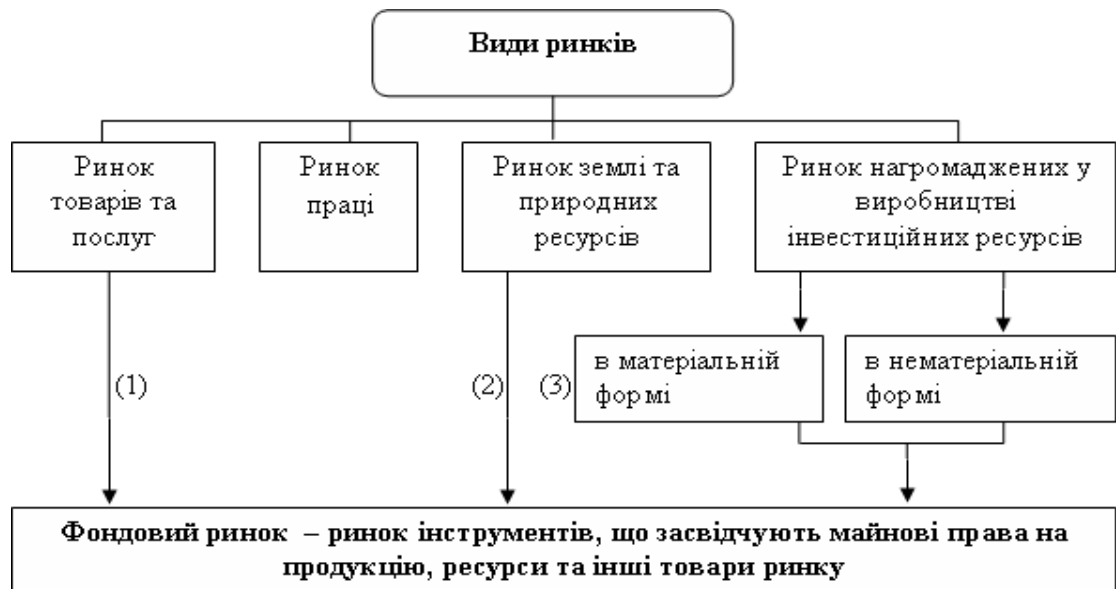


Рис. 1.4. Інфраструктура ринків [5]

Як видно з рис. 1.4, за винятком ринку праці, кожному з вказаних вище ринків відповідає певний інструмент фондового ринку. Наприклад, для товарного (1) – коносаменти, товарні ф'ючерси, опціони, комерційні векселі; для земельного (2) – заставні листи, акції, облігації, забезпеченням яких служать земельні ресурси; для інвестиційного (3) – акції облігації, державні казначейські зобов'язання, депозитні сертифікати, фінансові векселі, чеки і т.д.

Однією з основних функцій фондового ринку є забезпечення швидкого обігу капіталу за ціною, прийнятною як для емітента, так і для інвестора. Така функція реалізується за допомогою різноманітних методів регулювання і стабілізації цін на окремі види цінних паперів.

Як видно з окремих визначень, фондовий ринок розглядається як частина фінансового ринку, що являє собою систему економічних та правових відносин, пов'язаних із випуском та обігом фінансових активів.

Основне завдання фінансового ринку полягає в забезпеченні найбільш ефективного використання вільних фінансових ресурсів для створення нового капіталу і розширення масштабів діяльності суб'єктами господарювання. Перерозподіл фінансових ресурсів на фінансовому ринку здійснюється через певні фінансові інструменти, до яких відносять акції, облігації, векселі, ощадні сертифікати тощо.

Кругообіг фінансових ресурсів, який відбувається на фінансовому ринку, схематично відображено на рис. 1.5.



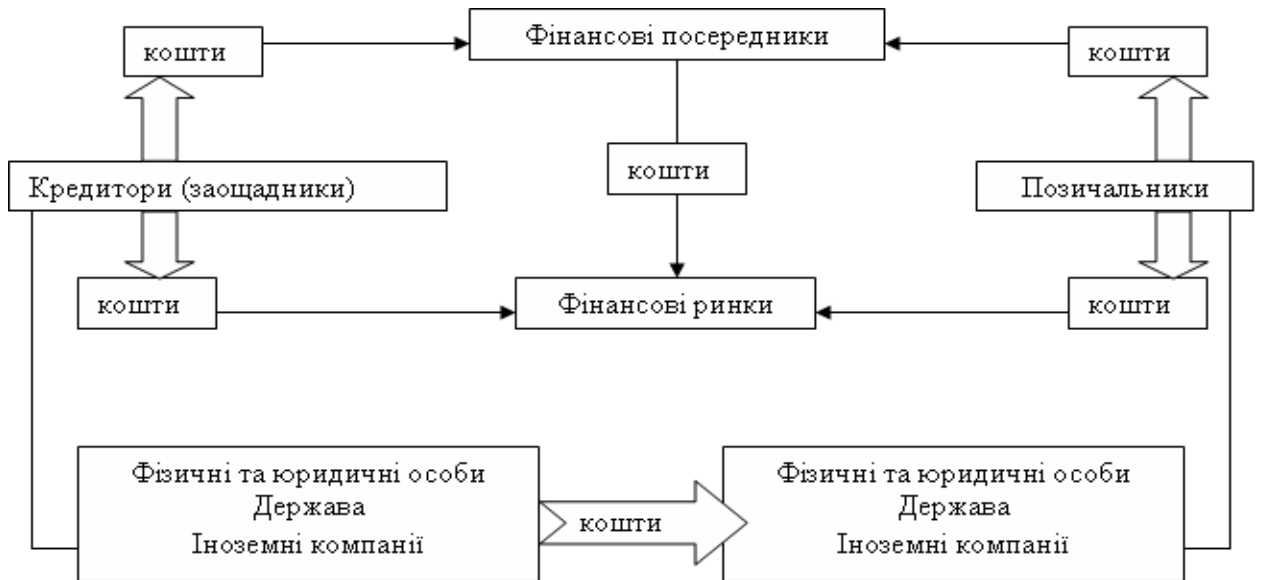


Рис. 1.5. Схема кругообігу фінансових ресурсів у системі фінансового ринку [9]

Рух фінансових активів на ринку відбувається за посередництвом різноманітних фінансових інститутів. Саме фінансові посередники забезпечують інвесторам оперативне вкладення коштів у фінансові активи та вчасне вилучення коштів з процесу інвестування.

Серед найбільш важливих функцій фінансового ринку виділяють наступні [5]:

1. Забезпечення взаємодії покупців та продавців фінансових активів, при якій ціни на фінансові активи зрівноважують попит і пропозицію на них. Такі ціни повинні задовольняти інвесторів, емітентів і фінансових посередників.

2. Запровадження механізму викупу у інвесторів їхніх фінансових активів і підвищення таким чином ліквідності цих активів. Критерієм ефективного функціонування фінансового ринку є висока ліквідність фінансових активів, що перебувають в обігу на ньому.

3. Знаходження для кожного з кредиторів (позичальників) контрагента угоди, а також суттєве зменшення витрат на проведення операцій та інформаційні витрати.

Умовно фінансовий ринок можна представити у вигляді наступної структури (рис. 1.6).

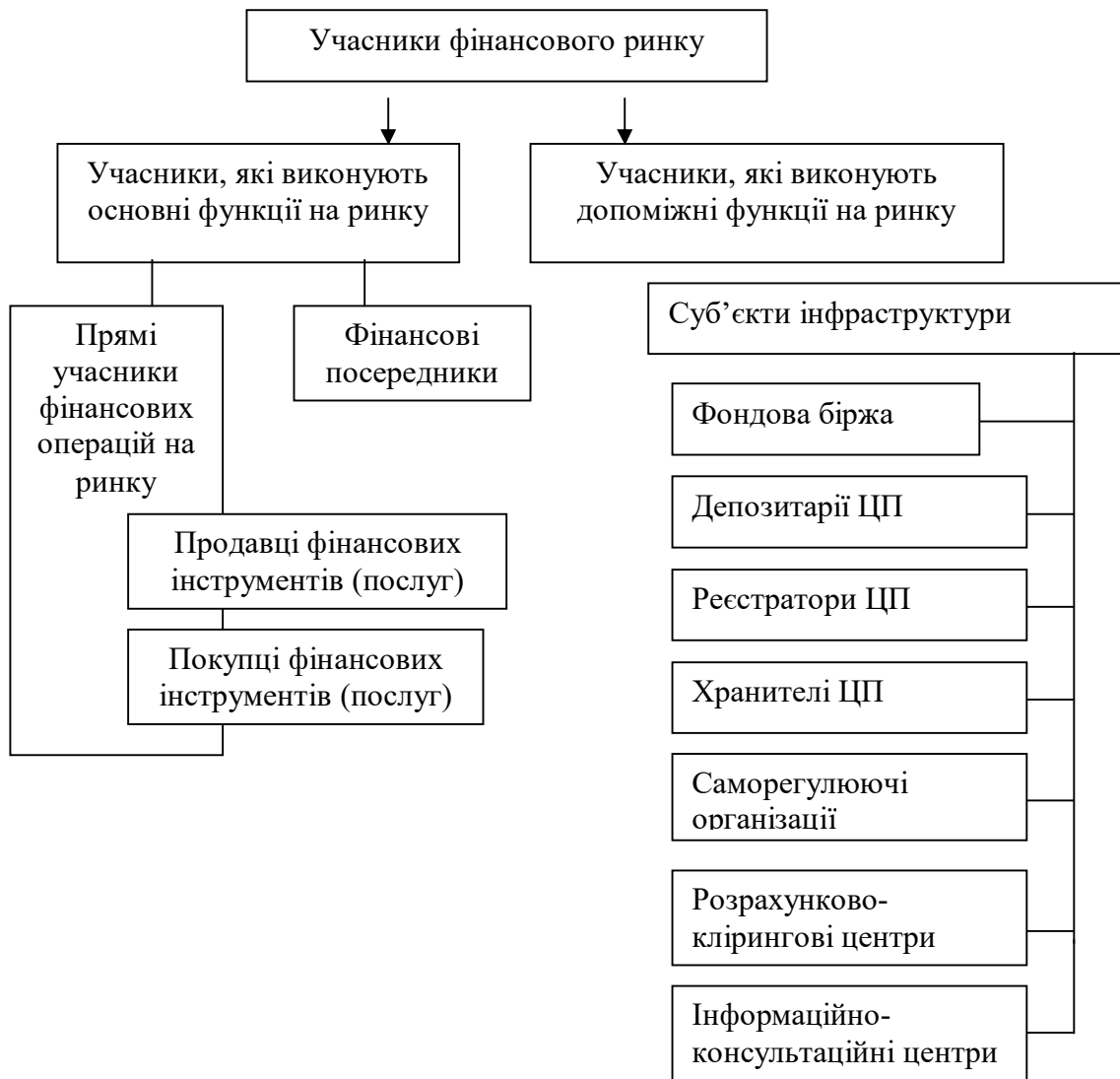


Рис. 1.6. Склад основних груп учасників фінансового ринку [10]

Як зазначено в роботі [5], фінансовий ринок складається із грошового ринку та ринку капіталів. На грошовому ринку здійснюється рух короткострокових (до одного року) накопичень, на ринку капіталів – середньо- і довгострокових накопичень (понад один рік). В деяких роботах ринок капіталів поділяють на ринок позикового капіталу і фондовий ринок.

Операції на грошовому ринку пов'язані зі збільшенням обігового капіталу, водночас операції на ринку капіталу – з розширенням основного капіталу [5]. На фондовому ринку, на відміну від грошового ринку, сума купівельних і платіжних засобів перетворюється на реальний капітал.

Доволі численну групу учасників фінансового ринку становлять фінансові посередники, представниками яких є фінансові інститути: банки, інвестиційні фонди та інвестиційні компанії, страхові організації, пенсійні фонди, торговці цінними паперами та ін. [10]. Фінансові посередники здійснюють розподіл вільних ресурсів, диверсифікують ризики,

забезпечують рівновагу на ринку капіталів, забезпечують існування ліквідних ринків фінансових ресурсів тощо.

Як правило, допоміжні функції здійснюють суб'єкти інфраструктури: біржі, депозитарії, реєстратори, розрахунково-клірингові центри та консалтингові агентства.

Обіг фінансових ресурсів на фондовому ринку здійснюється за допомогою цінних паперів, які поділяють на пайові, боргові і похідні. Будучи інструментами фондового ринку вони дають можливість інвесторам управляти інвестиційним ризиком і одержувати прибуток шляхом здійснення купівлі-продажу.

Серед «похідних» інструментів виділяють наступні:

- опціони, що дають право власнику купувати або продавати цінні папери за фіксованою ціною до вказаного терміну;
- ф'ючерси – контракти на купівлю або продаж стандартної кількості цінних паперів у вказаний термін і за певною ціною;
- варанти – сертифікати, які дають право його власникам зробити підписку на певну кількість цінних паперів за наперед визначеною ціною і за певний період.

Основною задачею здійснення операцій з опціонами і ф'ючерсами є отримання прибутку внаслідок адекватного прогнозування динаміки цін на фондовому ринку.

Цінні папери можуть бути іменними або на пред'явника, з вільною або обмеженою сферою обігу. Форма цінних паперів може бути матеріалізованою або нематеріалізованою [11].

Учасниками фондового ринку є [2]:

- емітенти цінних паперів – юридичні і у випадках, передбачених законодавством, фізичні особи, які від свого імені випускають цінні папери і зобов'язуються виконувати обов'язки, що впливають з умов їх випуску. Цінні папери випускаються з метою залучення фінансових ресурсів для свого розвитку. Емітентом цінних паперів може бути також держава в особі своїх органів і органи місцевого самоврядування, які можуть випускати цінні папери для задоволення потреб у фінансуванні витрат відповідних бюджетів і окремих проектів;
- інвестори – фізичні і юридичні особи, в тому числі інституціональні інвестори (інвестиційні, пенсійні, страхові фонди, довірчі товариства), які мають вільні кошти і бажають вкласти їх в цінні папери з метою отримання

від вкладених коштів доходу (відсотків) чи з метою збільшення ринкової вартості цінних паперів;

- посередники – юридичні особи, діяльність яких тісно пов'язана з наданням професійних послуг щодо опосередкування діяльності на фондовому ринку емітентів та інвесторів;

- держава, яка шляхом прийняття законодавчих актів і створення відповідних державних органів визначає умови правового регулювання діяльності фондового ринку з метою підтримки його ефективного функціонування і захисту його учасників.

Учасники фондового ринку на добровільних засадах можуть об'єднуватися в саморегулюючі організації, які отримують цей статус за умови державної реєстрації. Саморегулюючі організації самостійно визначають умови діяльності своїх учасників шляхом встановлення мінімальних стандартів поведінки і етики, стандартів щодо операцій на фондовому ринку, встановлення і дотримання правил чесної і справедливої діяльності. Держава сприяє створенню таких саморегулюючих організацій учасників фондового ринку.

Динамічний розвиток фондового ринку забезпечується посередницькою діяльністю з цінними паперами, яка ліцензується відповідно до чинного законодавства. Посередниками на фондовому ринку можуть бути [2]:

- підприємства, що спеціалізуються на роботі з цінними паперами, здійснюючи посередницьку діяльність з випуску і обігу цінних паперів, виконуючи операції на фондовому ринку за дорученням і за рахунок своїх клієнтів (комісійна (брокерська) діяльність), за власний рахунок (комерційна (дилерська) діяльність), за дорученням емітентів в процесі первинного розміщення цінних паперів і надаючи інші послуги щодо цінних паперів (інвестиційне консультування, управління портфелями цінних паперів, довірчі операції з цінними паперами, реєстраційні функції тощо). Ці підприємства зобов'язані мати власний капітал, адекватний обсягу їх операцій на фондовому ринку;

- банківські установи, які разом з іншими фінансово-кредитними функціями можуть здійснювати посередницьку діяльність з випуску і обігу цінних паперів, виконуючи операції на фондовому ринку за власний рахунок, за дорученням і за рахунок своїх клієнтів, здійснюючи реєстраційні функції, довірчі операції з цінними паперами, надаючи позики, пов'язані з цінними

паперами. Повинні бути розширені можливості банків щодо інвестування в цінні папери з одночасним забезпеченням захисту вкладників банків через економічні нормативи, встановлені для комерційних банків;

- інвестиційні компанії, що суміщають функції фінансового посередника на ринку цінних паперів і інституційного інвестора, тобто інвестора, для якого інвестування в цінні папери є основним джерелом доходу і невід'ємною частиною діяльності. Інвестиційні компанії виступають для інших інституційних інвесторів інвестиційними менеджерами і консультантами, формують їх активи в цінних паперах, організують нарахування і оплату доходів по цінних паперах.

Для здійснення своєї діяльності посередники можуть об'єднуватися в добровільні об'єднання, у тому числі – фондові біржі. Посередники фондового ринку здійснюють операції як на біржовому, так і на позабіржовому ринку цінних паперів.

Фондова біржа є організаційно оформленим, постійно діючим ринком, на якому на якому здійснюється процес купівлі-продажу цінних паперів за ринковими цінами. За своїм правовим статусом фондові біржі можуть бути асоціаціями, акціонерними товариствами або установами, що підпорядковуються державі. На фондових біржах, як правило, здійснюється торгівля акціями, похідними цінними паперами, ф'ючерсними, опціонними контрактами.

Діяльність фондової біржі в Україні регламентується Законом України “Про цінні папери і фондову біржу”, іншими законодавчими актами України, статутом та правилами фондової біржі. Відповідно до закону фондова біржа займається виключно організацією і укладанням угод купівлі та продажу цінних паперів і їх похідних. Вона не може здійснювати операції з цінними паперами від свого імені та за дорученням клієнтів, а також виконувати функції депозитарію [11].

Фондова біржа набуває прав юридичної особи з моменту її реєстрації Державною комісією з цінних паперів та фондового ринку. Діяльність біржі спрямована на створення в Україні централізованого ринку цінних паперів, який підлягає державному регулюванню і характерними ознаками якого мають бути котирування цінних паперів, ліквідність, відкритість, прозорість гласність ринкової інформації з метою задоволення запитів кожного вкладника, довіра з боку широких верств населення. Фондова біржа оперує

цінними паперами акціонерних товариств чи інших емітентів, які пройшли біржову експертизу і включені до біржового списку.

Функціонування централізованого ринку цінних паперів неможливе без брокерських контор. Брокерською конторою фондової біржі є господарське товариство, яке має дозвіл на здійснення діяльності з цінними паперами, є членом або підрозділом члена фондової біржі, власником брокерського місця чи орендарем брокерського місця та зареєстроване на фондовій біржі.

Головним агентом брокерської контори є брокер, який укладає угоди (біржові контракти) між покупцями і продавцями товарів, цінних паперів, валют, інших цінностей на фондових і товарних біржах. Брокер здійснює біржові операції за дорученням та за рахунок клієнтів, отримуючи за посередництво певну плату (брокерську комісію).

Розвиток і впровадження комп'ютерних технологій у біржовій торгівлі дозволяє забезпечити виконання біржових операцій в автоматичному режимі. Використання системи комп'ютерного укладання угод в цілому сприяє підвищенню ефективності біржового ринку.

Крім стандартних послуг по операціях з цінними паперами, фондові біржі забезпечують учасників операцій на фондовому ринку оперативною та аналітичною інформацією про стан фондового ринку та тенденції його розвитку. Значну частину доходів бірж становлять доходи від надання інформаційних послуг.

Початок біржовому фондовому ринку України покладено організацією Української фондової біржі (УФБ). Перша фондова біржа України, заснована у формі акціонерного товариства. Як і інші фондові біржі, вона не має на меті одержання прибутку і займається винятково організацією укладання угод купівлі та продажу цінних паперів між учасниками ринку, не здійснюючи при цьому операції від свого імені. Засновниками біржі, її акціонерами є провідні комерційні банки. Кожна з акцій, придбаних засновниками, дає їм право на володіння одним брокерським місцем на біржі. Однак володіння більше ніж однією акцією можливе тільки за рішенням Біржової ради. Зміна власника акції та обіг акцій біржі також регулюються рішенням Біржової ради.

Функціонування фондового ринку неможливе без таких його інфраструктурних інститутів, як депозитарії і клірингово-розрахункові установи. Депозитарії і клірингово-розрахункові установи забезпечують збереження і рух цінних паперів від одних інвесторів до інших, своєчасність

проведення розрахунків по операціях з цінними паперами тощо.

Кожна держава повинна мати розвинену і ефективно діючу систему національного депозитарію цінних паперів, до функцій якого входить також обслуговування угод по цінних паперах, надання послуг з клірингу, відповідальне зберігання, розрахунки, післяторговельне обслуговування цінних паперів, обробка відповідної інформації (дії емітентів, забезпечення виплати доходу тощо) [12].

Відповідність національного депозитарію світовим стандартам передбачає створення системи заліку вимог за наявності достатнього обсягу фондового ринку, виконання всіх угод по цінних паперах у відповідності до принципу «поставка проти платежу», а також перехід на стандарти Міжнародної організації по стандартизації для обігу документів по операціях з цінними паперами.

Обіг цінних паперів повинен, забезпечуватися системами: біржової і позабіржової торгівлі цінними паперами; Національного депозитарію цінних паперів; заліку вимог (клірингу), які розвиватимуться, виходячи з потреб фондового ринку, в цілях забезпечення своєчасної поставки цінних паперів проти платежу; швидкої, ефективно перевірки умов угод по цінних паперів; швидкого, безперешкодного і надійного посвідчення (реєстрації) переходу прав власності на цінні папери [2].

В систему Національного депозитарію входять: Національний депозитарій, локальні депозитарії банків, посередники на ринку цінних паперів і спеціалізовані депозитарні установи (реєстратори), регіональні центри сертифікатних аукціонів, які безпосередньо обслуговують учасників фондового ринку [12].

Важливим учасником централізованої системи електронного обігу цінних паперів є кліринговий банк, який здійснює кліринг операцій з цінними паперами. Оскільки біржа є тільки місцем проведення торгів, котирування та реєстрації угод, то здійснювати платежі за угодами можуть спеціалізовані банки, де відкриваються рахунки учасників угод.

Кліринговий банк проводить розрахунки між учасниками біржових угод за системою “оплата проти поставки”. Оплата за цінні папери здійснюється одночасно з передачею паперів, а переказ платежу має, відбутися щонайпізніше наприкінці дня, визначеного для виконання угод. Будь-яка торговельна угода обов'язково здійснюється за посередництвом

клірингового банку та депозитарію, які беруть на себе зобов'язання щодо переміщення цінних паперів і грошей між торговцями-професіоналами.

Об'єктивною причиною існування позабіржового ринку є той факт, що багато фірм-емітентів не можуть в силу різних причин потрапити на біржу (наприклад, за умов, коли показники їх діяльності не відповідають вимогам реєстрації на біржі). Сьогодні в позабіржовому обігу перебуває переважна частина всіх цінних паперів, зокрема, акцій невеликих фірм традиційних галузей, акцій великих нових компаній, що працюють в новітніх галузях економіки та мають великі потенційні можливості перетворитися в майбутньому у величезні корпорації, цінні папери кредитних інститутів, облигації корпорацій, державні та муніципальні боргові цінні папери, нові випуски акцій тощо [13]. Позабіржовий ринок можна поділити на дві частини: організаційно оформлений (торговельні системи) та неорганізований (“вуличний”, дилерський).

Дилерська діяльність, як правило, диференційована, тобто, одні торгують акціями, інші облигаціями корпорацій, ще інші – державними цінними паперами, купуючи певну кількість відповідних цінних паперів як запас, котрий потім розпродують, виходячи з ринкової кон'юнктури. Ціни на вуличному ринку встановлюються шляхом домовленостей між продавцем і покупцем за посередництвом дилера.

Організований позабіржовий ринок в Україні представляють дві торговельно-інформаційні системи: “Перша фондова торговельна система” – “Технічний центр ПФТС” (ПФТС), на яку припадає 95,97% укладених на організованому ринку угод, та “Південноукраїнська торговельно-інформаційна система” – “Південь-Сервер”(ПТІС), на яку припадає 0,02% угод [14].

Перша фондова торговельна система (ПФТС) розпочала свою діяльність в 1996 р. [3]. Як і будь-яка торговельно-інформаційна система, ПФТС є юридичною особою, що здійснює діяльність по організації торгівлі на позабіржовому ринку та володіє електронною торговельною мережею, яка дає учасникам можливість обміну пропозиціями купівлі та продажу цінних паперів. Учасниками ПФТС є торговці цінними паперами, які отримали відповідні ліцензії на діяльність по випуску та обігу цінних паперів, зареєстровані відповідно до встановлених правил і мають право на укладення угод з цінними паперами. До торгівлі в ПФТС допускаються цінні папери, випущені згідно з чинним законодавством України.



Доступ до котирування у ПФТС цінних паперів визначається трьома рівнями [15], які відрізняються територіальними та кількісними масштабами торгівлі цінними паперами, а також числовими значеннями таких параметрів, як капіталізація, кількість акціонерів тощо.

Для включення цінних паперів до Котирувального листа першого рівня потрібно, щоб емітент цінних паперів крім виконання загальних вимог задовольняв таким умовам:

- був широковідомим та визнаним в Україні;
- розмір його статутного фонду становив не менш як 10 000 000 грн.;
- мав не менш як 1000 акціонерів, причому частка голосуючих акцій, що перебуває у володінні осіб, частка яких становить 10% у статутному фонді емітента, або у власності держави, не перевищує 80%;

- існує повністю сформований реєстр, який ведеться незалежним реєстратором; реальний термін перереєстрації не перевищує двох робочих днів; оплата послуг перереєстрації за угодами купівлі-продажу здійснюється за фіксованими тарифами, які не прив'язуються до суми угоди; сума послуг реєстратора щодо зміни прав власності за однією угодою не перевищує 1% від її вартості;

- щодня в ПФТС подається не менш як чотири пропозиції на купівлю та чотири пропозиції на продаж даного цінного папера, причому різниця між найкращими цінами купівлі та продажу не перевищує 20%;

- пропозиції на купівлю-продаж даного цінного папера подаються не менше ніж трьома учасниками торгівлі.

Для включення цінного папера до Котирувального листа другого рівня додатково до загальних вимог необхідно виконання таких умов:

- емітент викликає зацікавленість у учасників торгівлі певних регіонів і викликає обмежений або тимчасовий інтерес;

- статутний фонд емітента становить не менш як 2 000 000 грн.;

- емітент має не менш як 500 акціонерів;

- існує повністю сформований реєстр, який ведеться незалежним реєстратором, реальний термін перереєстрації не перевищує п'яти робочих днів;

- наявність заяв на купівлю-продаж хоча б від одного учасника торгівлі.

Для включення цінного папера до Котирувального листа третього рівня необхідна наявність заяв на купівлю-продаж хоча б від одного учасника торгівлі.

Підставами для розгляду питання про вилучення із списку ПФТС можуть бути:

- 1) ліквідація емітента цінних паперів;
- 2) прийняття регулюючим органом рішення про анулювання випуску цінних паперів;
- 3) порушення емітентом чинного законодавства України та нормативних актів Державної комісії з цінних паперів та фондового ринку;
- 4) ненадання Заявником інформації, обсяг і терміни надання якої встановлені Правилами ПФТС;
- 5) заява члена ПФТС або емітента цінного папера з обґрунтуванням необхідності виключення цінного папера із списку ПФТС;
- 6) відсутність в ПФТС заяв на купівлю-продаж цінного папера протягом тридцяти робочих днів.

Торговельні правила ПФТС не передбачають проведення аукціонів. Учасники системи об'єднані комп'ютерною мережею, на терміналах якої вони знайомляться з попитом – пропозицією на окремі види цінних паперів, вибирають позиції, що задовольняють їх вимоги, і укладають відповідні угоди.

Важливу роль у процесі функціонування фондового ринку відіграє оцінка його стану за допомогою різних індикаторів, якими, наприклад, можуть бути індекси фондового ринку. Система рейтингів фінансового ринку повинна надавати як інвесторам, так і фінансовим посередникам необхідну інформацію про ступені прибутковості, ризику наявних на даному фінансовому ринку цінних паперів, визначати фінансову стійкість емітентів. Курси акцій, облігацій компаній і підприємств визначаються їх фінансовим станом, оцінкою якого займаються економісти-аналітики.

Стан і динаміку фондового ринку характеризують індекси, що визначаються відношенням порівнюваної величини до певної визначеної величини, яка приймається за базову. Зокрема, біржовий індекс – це показник біржової активності, що дозволяє відслідковувати курс акцій і обчислюється за певними формулами. Розрахунок показників стану і динаміки розвитку фондового ринку базується на статистичній інформації про цінні папери. При цьому індекси ділової активності достатньо адекватно відображають

кон'юнктуру ситуацію на фондовому ринку.

Виділяють наступні напрями і способи використання індексів ділової активності [5].

Індекс як індикатор стану економіки (узагальнюючих характеристик макроекономічної ситуації і інвестиційного клімату). Вважається, що індекс повинен відображати довгострокові тенденції розвитку економіки, показувати особливості розвитку галузей промисловості, а не відстежувати локальні зміни кон'юнктури ринку. Розрахунок такого індексу повинен базуватися на значній за обсягом статистичні бази, яка повинна містити інформацію про стан розвитку галузей промисловості.

Індекс як індикатор і інструмент аналізу і прогнозування кон'юнктури ринку (як поточних тенденцій, так і довгострокових змін) цінних паперів. Індекс повинен відображати поточну ситуацію на ринку і відстежувати локальні коливання кон'юнктури і настрої учасників. При розрахунку такого індексу передбачається, що поточні котирування конкретних операторів вже враховують всі реальні зміни і цінові очікування учасників ринку. Такий індекс важливий для професійних учасників ринку цінних паперів, насамперед, інвесторів і керівників портфельними інвестиціями, оскільки він відображає коливання курсів акцій, що виникають внаслідок спекулятивної гри учасників ринку.

Індекс як основа для інструментів хеджирування на фінансовому ринку – ф'ючерсних і опційних контрактів. Такий індекс важливий для керівників великих інвестиційних фондів з консервативною стратегією, які використовують похідні інструменти на індекси ділової активності для страхування від цінових ризиків (хеджирування), біржових спекулянтів.

Індекс як індикатор портфеля акцій і орієнтир при оцінці ефективності управління портфелями клієнтів, у тому числі і при управлінні інвестиційними фондами. Індекс використовують фінансові менеджери по управлінню активами, які при ухваленні рішення про реструктуризацію портфеля акцій порівнюють свої оцінки прибутковості і надійності того або іншого цінного паперу з динамікою індексу. Такий індекс є орієнтиром, що показує «середній» рух ринку і дає змогу, шляхом порівняння з ним прибутковості портфеля, оцінити якість управління.

Рейтингове оцінювання передбачає ранжирування досліджуваних об'єктів відносно певної шкали показників (критеріїв), якими можуть бути: фінансовий потенціал, стійкість, активність, ринкова позиція тощо. Таке

ранжирування здійснюється стосовно учасників фондового ринку, встановлюючи для них же орієнтири, на підставі яких вибираються відповідні до наявної кон'юнктури ринку стратегії поведінки.

Об'єктами рейтингових оцінок є облігації (підприємств і муніципальні), привілейовані акції, комерційні папери (серійні фінансові векселі), депозитні і ощадні сертифікати тощо. Таким чином ранжирування стосується цінних паперів, по яких емітент несе фіксовані зобов'язання перед інвесторами. При цьому важливою також є оцінка ризиків невиконання таких зобов'язань і ризиків втрати інвесторів відносно основної суми і відсотків (кредитні ризики). Оцінюючи ризик втрат, рейтинг дає лише порівняльну оцінку рівнів ризику по різних цінних паперах та спосіб порівняння їх між собою за величинами кредитних ризиків, а не вимірює конкретну величину ризику втрат чи прогнозні значення такої величини.

До основних груп об'єктів рейтингових оцінок фінансового ринку відносять рейтинги цінних паперів і фінансових позицій учасників ринку [16].

Рейтинги цінних паперів називають кредитними рейтингами і диференціюють залежно від їх видів на пайові, боргові, похідні. Рейтинг не вимірює валютного і процентного ризиків, ризику ліквідності, а також не дає прогнозної оцінки динаміки курсу цінних паперів. При формуванні рейтингу виділяють окремо шкали ранжирування для цінних паперів інвестиційної якості і спекулятивних цінних паперів. Розрізняють і форми публікації рейтингів (типи рейтингів) залежно від методики, що використовується тими чи іншими рейтинговими агентствами.

По відношенню до позицій учасників фондового ринку виділяють рейтинги «розмірного» типу, рейтинги активності і рейтинги фінансового стану. Розмірним рейтингом є, наприклад, рейтинг 200 найбільших банків світу, що публікується щорічно в журналі «Business Week».

Рейтинги фінансового стану передбачають використання різних наборів кількісних та якісних показників, таких, наприклад, як рентабельність, співвідношення власних і позикових засобів, ліквідність активів, ступінь диверсифікації ризиків, надійність активів, практики менеджменту тощо. При цьому використовують також офіційно опубліковану інформацію про дані балансу, рахунки прибутків і збитків та ін.

Практично всі рейтинги цінних паперів, незалежно від їх специфіки, ґрунтуються на аналізі фінансового стану компаній, а також на аналізі

інформації про ефективність і ризики даного виду діяльності, кон'юнктури ринку і ринкових позицій емітента, оцінки якості управління і нематеріальних активів (ділової репутації компанії), оцінки стану прибутковості, платоспроможності, достатності грошових коштів.

Ринкові умови господарювання спонукають учасників ринку до формування ефективної інвестиційної політики, що, у свою чергу, вимагає розробки різних методик оцінки ефективності інвестування, включаючи формування стратегії фінансової установи, визначення критеріїв вибору об'єктів інвестування, аналіз необхідної інформації.

Специфіка аналізу функціонування фондового ринку в Україні полягає в тому, що він здійснюється в умовах його становлення. Виділяють наступні види аналізу фондового ринку і інвестицій [17]:

- ретроспективний (дослідження минулої діяльності ринку, її порівняльної ефективності за видами інвестицій і цінних паперів);
- оперативний (оцінка стану фондового ринку і об'єктів інвестування);
- перспективний (прогнозування тенденцій розвитку фондового ринку і пріоритетних напрямів інвестування);
- тематичний (дослідження одного напрямку розвитку фондового ринку);
- системний (визначення взаємозв'язаного впливу економічних і соціальних чинників на досліджувані процеси або об'єкти інвестицій);
- обов'язковий (результати аналізу повинні обов'язково враховуватися, наприклад, дані аудиторського аналізу);
- рекомендаційний (широко поширений вид аналізу, результати якого можуть використовуватися інвестором для ухвалення рішень, але не несуть характер обов'язкових рекомендацій).

При проведенні кожного виду аналізу використовують різні групи показників, методи збору і обробки інформації.

В умовах нестабільної економічної системи, як правило, довгострокові та середньострокові вкладення є достатньо ризикованими. Плануючи такі вкладення, інвестор вибирає стратегії концентрованого вкладення або диверсифікації. Перша стратегія передбачає вкладення всіх коштів або в акції певного учасника ринку, або в акції певної групи підприємств. Друга стратегія передбачає розподіл коштів по максимально широкому діапазону учасників фондового ринку.

Проблема вкладення коштів для великого капіталу полягає у виборі

ринку або його сегменту, а для індивідуальних інвесторів – це проблема вибору, можливо, тих чи інших акцій. Однак як для одних так і для інших у цьому зв'язку виникає інша проблема – оцінка ризиків вкладень. Критерії такої оцінки визначаються поточним станом підприємства, включаючи вартість активів, величину боргу, який підприємство може обслужити, оцінку очікуваного прибутку, а також особистими якостями керівника, суб'єктивними чинниками вибору.

## **1.2. Методологія визначення показників фондового ринку**

Стан і тенденції розвитку фондового ринку можна відслідковувати за допомогою фондових (біржових) індексів, що розраховуються фахівцями рейтингових агентств, фондових бірж або аналітиками ділових видань. Наявність значної кількості консультаційних і рейтингових агентств, що спеціалізуються на розробці та аналізі фондових індексів, широка різноманітність самих індексів свідчать про те, що біржові індекси займають важливе місце в системі індикаторів ринку цінних паперів. Зміну ціни на певні акції можна порівняти з індексом для всього ринку або з індексом для даного сегменту ринку і робити висновки про попит на акції в контексті всього ринку, визначати для інвесторів найбільш прибуткові в даний момент сегменти ринку тощо.

Біржові індекси – це показники, що характеризують стан даного сегменту ринку, тобто рівні і динаміку цін акцій та інших активів на цих біржах, обсяги операцій тощо. Індекси ринку цінних паперів – це індекси цін акцій на даному ринку. Ці індекси відрізняються методами розрахунку їх величин і тим, що характеризують різні види цінних паперів [5].

Використання біржових індексів ґрунтується на припущенні, що коливання цін на акції певної групи провідних компаній визначають зміну цін, попиту і пропозиції цінних паперів на фондовому ринку в цілому.

Одиниці виміру біржового індексу достатньо специфічні. Так, курси акцій, що містяться в біржових бюлетенях, можуть позначатися у відсотках від номінальних вартостей акцій або ж у валюті за одиницю цінного паперу (у випадку, коли акції не мають номінальної ціни).

Індекси мають наступні характеристики [5]:

- список індексу (набір акцій-представників);
- метод усереднення;

- види ваг до курсових вартостей акцій, що входять в список індексу;
- базове значення індексу (значення індексу в періоді, прийнятому за початок відліку);
- статистична база, на основі якої проводиться розрахунок показника.

Список індексу (вибірка). Визначальними критеріями відбору акцій корпорацій для складання списку індексів є надійність самих корпорацій і репрезентативність, тобто, коливання цін на дану акцію повинні відображати загальні коливання цін всього ринку цінних паперів або коливання цін на акції емітентів того сектора економіки, представником якого є емітент вибраної акції. З метою забезпечення репрезентативності індексу в нього включають максимально можливе число компаній, акції яких знаходяться в біржовому обороті.

Метод усереднення. Це вибраний метод арифметичного, геометричного, ковзного середнього та ін.

Види ваг. Для акцій, що входять в список індексу, можуть бути вибрані наступні вагові коефіцієнти: курсова вартість акції корпорації (індекс з ціновою вагою); капіталізація корпорації-емітента (індекс з ринковою вагою).

Якщо в якості вагових коефіцієнтів використовують індекс капіталізації, то визначальний вплив на зміну індексу мають зміни курсів акцій компаній з найбільшою капіталізацією. При використанні курсової вартості визначальний вплив мають акції з високою курсовою вартістю. За відсутності вагових коефіцієнтів зміна курсів акцій різних корпорацій однаковою мірою впливає на зміну індексу незалежно від абсолютної величини курсової вартості акцій.

Базове значення індексу. Під базовим значенням індексу розуміють його величину в році або періоді, що приймається за базовий.

Статистична база. Статистичною базою для розрахунку індексів є результати торгів на фондовій біржі та на торгах позабіржовому ринку цінних паперів. Широка вибірка акцій дозволяє отримати об'єктивну картину зміни цінової ситуації на ринку капіталів, створює необхідні передумови для аналізу поведінки інвесторів і портфельних менеджерів.

Фондові індекси є макроекономічними індикаторами і дають об'єктивну оцінку динаміки цінової ситуації на фондовому ринку. Цим самим, вони допомагають всім учасникам фондового ринку визначити ефективність вибраної ними інвестиційної стратегії.

Біржові індекси класифікують за наступними ознаками: за місцем

розрахунку і межами поширення; за числом представлених в індексі компаній і часткою охоплення фондового ринку; за методикою розрахунку і характером використання. При цьому виділяють такі індекси [18]: інтегральні (усереднені), що характеризують в цілому стан досліджуваного ринку одним показником (наприклад, індекс Доу-Джонса за акціями промислових компаній); приватні (локальні), що доповнюють інтегральний показник характеристикою окремих елементів або параметрів цього ринку (наприклад, зміна курсу акцій окремих промислових компаній або дивідендна віддача акцій цих компаній). Пропонується також підрозділяти центральні показники (індекси) за складом сукупності об'єктів, що вивчаються, на інтернаціональні (багатонаціональні), національні, секторні і субсекторні, оскільки багато інтегральних індексів є об'єктами фондових операцій: по них укладають ф'ючерсні контракти, виписуються опціони на ф'ючерсні контракти.

Секторні інтегральні індекси характеризують стан певного внутрішнього національного ринку. Субсекторні інтегральні індекси є органічною складовою частиною секторного індексу і характеризують динаміку акцій, що знаходяться на ринку.

Фондові індекси виконують наступні функції [5]: діагностичну, індикативну, спекулятивну.

Діагностична функція передбачає здатність системи індексів характеризувати стан і динаміку розвитку як національної економіки в цілому, так і окремих її складових. Механізм зміни індексу наступний: зростання або зниження рентабельності виробництва в галузі або її значній частині безпосередньо позначається на котирувальній ціні відповідних акцій, що, у свою чергу, відображається на рівні біржового індексу галузі. Таким чином, індекси вказують напрям «руху» ринку, віддзеркалюючи тенденції, які приймає ринок, і відстежуючи швидкість розвитку цих тенденцій. Значення національного фондового індексу, що визначаються такими параметрами як норма позикового відсотка, стан державного бюджету, співвідношення торговельного і валютного балансів, є індикатором інтересу економічних суб'єктів до інвестування всередині країни.

Індикативна функція передбачає формування стратегії поведінки великих інвестиційних фондів, окремих інвесторів і портфельних менеджерів виходячи із об'єктивної оцінки цінової ситуації на фондовому ринку. Динаміка ринкової вартості портфеля акцій за будь-який проміжок часу дає



змогу отримати інвесторові обґрунтований висновок про ефективність вибраної ним стратегії поведінки на ринку.

Спекулятивна функція фондових індексів виявляється в активному використанні опціонів і ф'ючерсів у біржовій грі. Вплив економічних, політичних і соціальних чинників на відносно незначних часових інтервалах може спричинити непередбачувану динаміку зміни біржового індексу. Продаючи і купуючи ф'ючерсні або опційні контракти на індекси, протягом такого періоду нестабільності можна одержати значний дохід.

Використання індексів дає змогу інвесторам точно визначити, в які акції слід робити інвестиції, створити сурогатний портфель із зменшеної кількості акцій з метою скорочення таким чином свої дилерських витрат.

Крім цього, біржові індекси безпосередньо пов'язані з фінансовим станом компаній, оскільки котирувані на провідних біржах цінні папери проходять жорстку процедуру допуску до біржового котирування, що передбачає виконання цілого ряду вимог: наявність певної величини мінімального капіталу; випуск в обіг цінних паперів на суму не менше певного ліміту; розміщення певної частки від загального випуску цінних паперів серед широкого кола інвесторів; доступність інформації про річний звіт, проміжні бухгалтерські баланси і звіт про господарську діяльність, фінансовий стан тощо.

Обмеження використання індексів полягає у тому, що вони відображають лише кількісні зміни на ринку, не обґрунтовуючи причин цих змін, наявну тенденцію. Крім цього, індекси потребують періодичних коректувань їх компонентів, зокрема, для адекватного реагування на зниження чи підвищення вартості акцій тієї чи іншої компанії.

Індексами можна також маніпулювати, тобто, внаслідок проведення певних операцій (наприклад, з ф'ючерсами, опціонами) примусити індекс змінюватися у відповідності з поставленими цілями. У цьому зв'язку дуже важливо відслідковувати такі операції і, при необхідності, вживати адекватні заходи для запобігання спекуляції на фондовому ринку.

Індекс можна вважати основним технічним індикатором ринку. Застосування методів технічного аналізу по відношенню до індексу дозволяє правильно оцінювати кон'юнктуру ринку, вчасно визначити момент її можливої зміни. Найпростіші прийоми технічного аналізу можна застосовувати до індексів, склад яких обмежений достатньо ліквідними акціями. Зокрема, побудова експоненціального ковзного середнього значення

індексу дає сигнали купівлі і продажу, які можна використовувати як підтвердження аналогічних сигналів по окремих паперах. За умови відсутності нових сильних зовнішніх чинників наближення індексу до експоненціального ковзного середнього завжди викликає уповільнення руху цін, іноді примушуючи їх почати рух у зворотному напрямі.

Наочним інструментом технічного аналізу є гістограма збіжності-розбіжності ковзних середніх, яка підтверджує ринковий тренд, коли її «динаміка» співпадає з динамікою індексу. Сигналами до купівлі або продажу є моменти дивергенції (розбіжності) між динамікою індексу і «динамікою» гістограми.

Індекси можуть служити також основою для побудови графіків відносної ваги акцій. Для цього розраховується відношення ціни конкретної акції в поточний торговий день до значення індексу. Порівняння відносної сили різних акцій також допомагає формувати рішення про купівлю і продаж цінних паперів.

Технічний аналіз призначений не для прогнозу динаміки індексу, а для ухвалення конкретних інвестиційних рішень з урахуванням об'єктивної оцінки процесів розвитку фондового ринку.

Біржові або фондові індекси, як правило, обчислюють як зважену середню величину, з урахуванням як відносної зміни, так і абсолютної ціни акцій компаній, утворюючих корзину індексу.

На фондових ринках світу використовують чотири методичні прийоми для побудови усереднених індексів зміни курсів акцій, які зводяться до розрахунків за відповідний період [5]:

- темпів зміни середньоарифметичної ціни акцій обмеженого числа вибраних корпорацій (індекс Доу-Джонса);

- темпів зростання (зниження) середньозваженої (за кількістю акцій, що знаходяться в обороті) ціни всієї множини акцій корпорацій (індекси «Стандард енд Пулз» і «Уілшир-5000»);

- середньоарифметичного значення темпів приросту (зниження) цін акцій;

- середньгеометричного значення темпів зміни цін акцій (індекс «Велью Лайн»).

Базою відліку вважається день, коли значення індексу дорівнювало 100 або 1000. У міру зростання або падіння цін на акції їх середнє значення також росте або падає, відповідно росте або падає значення індексу.

В основі побудови всіх індексів лежить методика розрахунку простого середнього арифметичного, середнього зваженого арифметичного і середнього геометричного. Просте середнє арифметичне обчислюється шляхом складання цін компонентних акцій і прирівнюванням знайденого значення до базового значення індексу. Будь-яка зміна ціни впливає на величину індексу, проте проблема цього методу полягає в тому, що він дає однакову вагу значущості цін кожної акції компанії, не відображаючи при цьому особливостей (фінансовий стан, імідж тощо) самої компанії. Саме тому такий індекс має дуже мало цінності як орієнтир для формування інвестиційного портфеля.

Середнє геометричне обчислюється шляхом добування кореня відповідного степеня з добутку кожної ціни акцій, які включені в індекс, і діленням результату для отримання курсу на кількість цін в обчисленні.

Відмінність середнього зваженого арифметичного від простого середнього арифметичного полягає у множенні ціни кожної акції на кількість акцій в емісії кожної компанії. Це повинно сприяти кращій імітації інвестиційного портфеля, оскільки при цьому динаміка зміни цін акцій великої компанії тепер вноситиме більшу частку в зміну індексу, ніж зміна цін акцій невеликої компанії. Характерною особливістю портфеля, що представляє цей індекс, є рівний відсоток акцій всіх компаній. Ще однією особливістю є визначення базової дати, з якої починається відлік фондового індексу, надалі ця дата і відповідне їй базове значення індексу стають базисом для аналізу успішного розвитку фондового ринку за період існування індексу.

Формула індексу з ціновим зважуванням виглядає таким чином:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^N Z_i}{D},$$

де  $Z_i$  – ринкова ціна  $i$ -ї акції;  $N$  – кількість акцій в індексі;  $D$  – уточнюючий коефіцієнт, що необхідний для узгодження значень індексу в різні періоди часу з різним списком індексу, а також при зміні номінальних вартостей акцій, що входять в список індексу. Уточнюючий коефіцієнт  $D$  обчислюється таким чином:

$$D = \frac{I_{ns}}{I_s}$$

де  $I_{ns}$  – значення індексу в поточному періоді, неузгоджене із значенням індексу в базисному періоді внаслідок зміни списку індексу:

$$I_{ns} = Z_1 + \dots + Z_{ins} + \dots + Z_N,$$

де  $Z_{ins}$  – ціна знову введеної в список акції;

$I_s$  – умовне (розраховане за старим списком індексу) значення індексу в поточному періоді, узгоджене із значенням індексу в базисному періоді:

$$I_s = Z_1 + \dots + Z_{is} + \dots + Z_N,$$

де  $Z_{is}$  – ціна акції, що виводиться із списку.

В такий спосіб, розрахований на основі нового списку, індекс в поточному періоді буде узгоджений з індексом в базовому періоді:

$$\hat{I} = \frac{I_{ns}}{D}.$$

Для того, щоб індекс починався з певного рівня, визначають відносну зміну у відсотках середньої ціни, і знайдену величину множать на значення індексу за попередній день, щоб визначити зміну індексу.

Згідно з методом зважування вартості (методом зважування шляхом капіталізації), ціни акцій, включених в індекс, множаться на відповідне число акцій в обігу і підсумовуються для отримання їх сукупної ринкової вартості на певну дату. Далі цю величину ділять на сукупну ринкову вартість акцій на перший день розрахунку індексу і одержану величину множать на довільно вибране початкове значення індексу.

Формула розрахунку індексів з ринковим зважуванням має вигляд:

$$I = \frac{\sum_i ZC_{i,t}}{\sum_i ZC_{i,t_0}} I_0,$$

де  $ZC_{i,t}$  – ринкова ціна (капіталізація) корпорації  $i$  в період  $t$ ;

$ZC_{i,t_0}$  – ринкова ціна (капіталізація) корпорації  $i$  в період  $t_0$ ;

$I_0$  – базове значення індексу.

Індекси з рівним зважуванням розраховують щоденно шляхом множення значення індексу за попередній день на середньоарифметичне відносних значень цін акцій індексу, що визначається щоденно (відносно значення ціни – це відношення ціни сьогоднішнього дня до ціни попереднього).

Використовують також геометричний індекс, що визначається щоденно

шляхом множення значення індексу за попередній день на середньгеометричне щоденних відносних значень цін акцій, що входять в індекс.

Формула розрахунку середнього геометричного індексу наступна:

$$I = I_0 \left( \prod_{i=1}^N Z_{i,t} / \prod_{i=1}^N Z_{i,t_0} \right)^{1/N},$$

де  $Z_{i,t_0}$  – ціна  $i$ -ї акції в базисному періоді;

$Z_{i,t}$  – ціна  $i$ -ї акції в поточному періоді;

$I_0$  – значення індексу в базисному періоді.

Оцінку стану фондового ринку проводять з використанням різних індексів, причому використовують декілька індексів для великих і невеликих компаній або компаній певної галузі. Різні індекси можуть дати суттєво відмінні результати, а тому використовують зважені за вартістю індекси. При розрахунку зваженого індексу ваги повинні бути нормовані на одиницю. Прикладом такого індексу є S&P500, в якому визначальну роль відіграють акції великих компаній, у порівнянні з акціями дрібних. Це дозволяє інвестору отримати адекватний опис результативності середнього долара, інвестованого у відповідну частину ринку.

Стосовно методики розрахунків всі індекси можна поділити на дві групи: індекси стану, основою яких є ціновий чинник і які мають вартісну розмірність, та індекси динаміки, основою яких є величина зміни вартості за певний проміжок часу. Більшість індексів відноситься до першої групи і розраховується як середнє арифметичне розглядуваних акцій (S&P500, індекс Доу-Джонса). Прикладом індексу другого типу є індекс РТ-5Е 30, що базується на добутку відношень (темпів зростання) цін акцій, включених в лістинг по котируванню за поточний день, до ціни попереднього дня.

Методологія формування фондових індексів передбачає чотири основні етапи їх розробки [5]:

- 1) створення вибірки;
- 2) зважування відібраних акцій;
- 3) розрахунок середнього;
- 4) приведення середнього до форми індексу.

Для формування фондового індексу використовують детерміновану вибірку, яка характеризується уніфікованістю вхідних і вихідних форматів даних та незмінними методами розрахунку. Недоліками такої вибірки є

відсутність можливості подальшого розширення вибірки, а також неможливість встановлення несутуб'єктивних критеріїв вибірки: сформованим критеріям починає задовольняти більше компаній, ніж може вміщати вибірка.

Використовується також вибірка з плаваючою потужністю, яка дає можливість змінювати кількість включених в неї компаній. Проте у цьому випадку виникає проблема коректності порівняння значень індексу, розрахованих в різні періоди часу на основі різної кількості компаній у вибірці.

Важливим етапом у процесі формування фондових індексів є вибір критеріїв відбору. Один з можливих підходів полягає у встановленні чітких критеріїв вибірки і виключенні подальшого впливу суб'єктивного чинника. Інший підхід передбачає постійну можливість врахування суб'єктивної думки, тобто, базується на суб'єктивному експертному аналізі. Очевидно, що для отримання найбільш ефективних результатів від використання індексу, необхідним є поєднання обох підходів, оскільки важливою є як об'єктивність, так і врахування експертних оцінок.

Серед інших критеріїв формування вибірки виділяють наступні:

- компанія повинна бути резидентом, мати відносно тривалу ринкову історію;
- доступність купівлі іноземними інвесторами акцій компанії;
- ринкова капіталізація компанії повинна бути більша за певну величину;
- компанія повинна мати дивідендну історію протягом мінімально встановленого часу;
- компанія повинна мати мінімально встановлений валютний запас, статутний капітал;
- акції компанії повинні котирувати певна мінімальна кількість вагомих дилерів;
- компанія повинна надавати доступ до інформації про її техніко-економічний і фінансовий стан, повинна мати незалежного аудитора;
- компанія повинна протягом певного мінімально встановленого проміжку часу займати в тому або іншому конкретному рейтингу відповідно визначені місця.

Всі акції можуть впливати на індекс в однаковій мірі, або можна визначати певні критерії, згідно з якими, ті чи інші емітенти мають різну

«вагу» при формуванні індексу. Зрозуміло, що при цьому враховується і цілі, заради яких визначають і розраховують конкретні індекси. Природно, якщо при відображенні глобальних тенденцій в певних галузях або національній чи світовій економіці в цілому, зміна курсів акцій великих підприємств більшою мірою впливає на індекс, ніж зміна курсів акцій малих компаній. Водночас спекулятивно орієнтований індекс апріорі відкидає нерівноправність емітентів, покладаючись виключно на, як правило, короткотермінові ринкові коливання цін, звертаючи увагу на акції, зростання курсу яких найбільш вірогідне. Фінансово-економічна стійкість емітентів при цьому вже закладена в котируваннях, що виставляються дилерами.

Для адекватного представлення у фондовому індексі тих або інших цінних паперів потрібне зважування відібраних для розрахунку індексу акцій. При цьому можливим є присвоєння ваг конкретним емітентам залежно від цін акцій і від капіталізації. Значна в абсолютному еквіваленті вартість акції не повинна бути визначальним критерієм пріоритетного її впливу на індекс у порівнянні з більш дешевими акціями. Крім цього, природно, якщо підприємства з великим числом акцій в обігу впливають на індекс в більшій мірі, ніж компанії з порівняно невеликим числом акцій, що знаходяться в обігу.

При виборі в якості критерію зважування ринкової капіталізації даної компанії виникає проблема точного визначення кількості звичайних акцій, що знаходяться в обігу. Вирішення цієї проблеми можливе декількома способами [5]:

- розрахунок кількості акцій як частки від ділення статутного капіталу на номінал акцій;
- із статутного капіталу заздалегідь віднімається кількість привілейованих акцій;
- із статутного капіталу заздалегідь віднімається кількість привілейованих акцій за винятком тих, що знаходяться у власності держави;
- із статутного капіталу заздалегідь віднімається кількість власних акцій, що знаходяться на балансі акціонерного товариства, які тривалий час не беруть участь в обігу.

Для врахування адекватного впливу акцій на формування індексу, а також створення механізму оцінки консолідованого впливу акцій на індекс, доцільне поєднання цінового критерію і критерію зважування ринкової капіталізації.

Альтернативні варіанти зважування полягають у встановленні таких вимог до розрахункової вибірки, що в неї потраплятимуть емітенти, яким не потрібно присвоювати ваги через подібний склад параметрів, що їх характеризують. Можна також визначати рейтинги емітентів, використовуючи, наприклад, метод аналізу ієрархій. При цьому задача ранжування всіх емітентів на основі великої кількості критеріїв зводиться до задачі вибору кращого з двох по кожному окремо взятому критерію з використанням спектрального аналізу.

Для оцінки стану і динаміки фондового ринку пропонують розраховувати наступні, орієнтовані на ретроспективний і оперативний аналіз, індекси [17].

Індекс поточного стану фондового ринку:

$$I = \sum_{i=1}^{100} Z_{i,n} / \sum_{i=1}^{100} Z_{i,n-1} .$$

Такий індекс характеризує зміну на одній біржі поточного стану рівня цін реалізації або попиту по групі 100 емітентів. Він може розраховуватися по групі бірж, видах емітентів (банки, промислові акціонерні товариства, страхові компанії і т. д.), видах акцій.

Базовий індекс фондового ринку:

$$I = \sum_{i=1}^{100} Z_{i,n} / \sum_{i=1}^{100} Z_{i,o} ,$$

де  $o$  – базовий рівень;  $Z_{i,o}$  – номінальна ціна  $i$ -ї акції.

Такий індекс дозволяє визначити зміну цін реалізації або попиту на 100 видів акцій найбільших емітентів країни або регіону у звітний біржовий день в порівнянні з їх номінальною ціною. Аналіз динаміки зміни базового індексу дозволяє виявляти сезонні коливання попиту і пропозиції на фондовому ринку, враховувати інфляційні процеси, а також визначати вплив політичних чинників на активність інвестиційних процесів.

Індекс ефективності інвестицій в акції:

$$I = \frac{P \pm \Delta ZR}{ZR_0} ,$$

де  $P$  – розмір річного дивіденду на акцію  $i$ -го виду;

$ZR_0$  – середня ціна реалізації акції  $i$ -го виду (емітента) за грудень попереднього і січень звітного року;

$\Delta ZR$  – зміна ціни реалізації акції  $i$ -го виду в порівнянні з  $ZR_0$ .



Індекс порівняльної ефективності інвестицій в акції і розміщення засобів в депозит:

$$I = \frac{P \pm \Delta ZR - ZR_0 r}{ZR_0}$$

де  $r\%$  – відсоткова ставка на річний депозит в  $i$ -му банку.

Такий індекс характеризує порівняльну ефективність інвестицій в конкретний вид акцій і розміщення аналогічних засобів в конкретному банку.

Індекс порівняльної ефективності інвестицій в акції і вкладення засобів у валюту:

$$I = \frac{P \pm \Delta ZR - (\pm \Delta KV \times ZR_0)}{ZR_0}$$

де  $\Delta KV$  – зміна за звітний рік курсу валюти  $i$ -го виду.

Індекс дозволяє інвестору визначити на середньостроковий період стратегію розміщення засобів з метою отримання максимального прибутку в залежності від зміни курсів різних валют, дивідендів по акціях і змін курсової вартості акцій.

Індекс порівняльної ефективності розміщення засобів в депозити і у валюту:  $I = r - \Delta KV$ , за умови  $r, \Delta KV > 0$ .

При розрахунку значень індексів потрібно постійно робити поправки, які б враховували нові випуски акцій різних компаній; поглинання чи злиття компанії, акції якої бралися в розрахунок при визначенні індексу, іншою компанією; зміни рейтингів компаній тощо.

В даний час практично кожна з фондових бірж має власну систему біржових індексів, що відображають рівень і динаміку цін на акції, що знаходяться в обігу на біржі.

Провідні рейтингові агентства публікують результати фінансового аналізу в численних ділових виданнях, орієнтованих як на широке, так і на вузьке коло споживачів. Наприклад, у США регулярно публікуються дані по 20 індексах, в Європі – по 25, в Японії – по 3 [5]. Основні індекси, що розраховуються в США, такі: індекс Доу-Джонса, зведений індекс Нью-Йоркської фондової біржі, індекси американської фондової біржі, Національної асоціації дилерів по цінних паперах, індекси «Велью Лайн Еверідж», «Вілшир 5000» та ін.

Промисловий індекс Доу-Джонса (The Dow Jones Industrial Average - DJIA) розраховується як простий середній показник руху курсів акцій 30 найбільших промислових корпорацій (виключення American Express і AT&T,

які не можна вважати чисто промисловими корпораціями). Акції, що використовуються в даному індексі, котируються на Нью-Йоркській фондовій біржі (NYSE) і складають близько 15-20 відсотків загальної ринкової вартості акцій NYSE. Компоненти промислового індексу Доу-Джонса можуть змінюватися залежно від позицій найбільших промислових корпорацій в економіці США і на ринку.

Промисловий індекс Доу-Джонса обчислюється шляхом сумування цін, включених в нього акцій, на момент закриття біржі і діленням одержаної суми на "постійний дільник", який коректується на величину дроблення акцій і дивідендів у формі акцій, що становлять понад 10 відсотків ринкової вартості випусків, а також на заміщення компонентів, що входять в лістинг, їх злиття і поглинання.

Транспортний індекс Доу-Джонса (The Dow Jones Transportation Average – DJTA) – індекс, що характеризує рух цін на акції 20 транспортних компаній (авіакомпаній, залізничних і автодорожніх компаній).

Комунальний індекс Доу-Джонса (The Dow Jones Utility Average – DJUA) "відповідає" за 15 компаній, що займаються газо - і електропостачанням.

Складовий індекс Доу-Джонса (The Dow Jones Composite Average – DJCA) визначається на базі промислового, транспортного і комунального індексів.

Вершиною всіх трьох індексів на сьогоднішній день є Dow Jones Composite Average, в який входять 65 акцій, що входять в інші індекси сімейства Dow Jones. Методологія розрахунку індексів за весь час практично не змінювалася, проте акції, що входили в лістинг, змінювалися.

Інші групи індексів відображають тенденції ринку цінних паперів (рівнозважені індекси і індекси зі списком більше 1500 акцій), зміни в окремих секторах економіки.

Національна асоціація дилерів цінних паперів розраховує індекс, що включає акції позабіржового ринку. До індексів з широкою базою, що розраховують методом зважування за вартістю, відносяться індекси групи Russell.

У Великобританії найбільш популярними є біржові індекси газети «Financial Times» (FT-SE, FTA, FTO). Розрахунок індексу FT здійснюється по 30 найбільших корпораціях і по 100 малих компаніях. Індекс FTA враховує 660 складових з різних секторів економіки, завдяки чому може бути

придатним для аналізу поведінки ринку в цілому і окремих його секторів протягом тривалого періоду. Індекс «Футсі-100» відображає рух типового інституційного портфеля і при його розрахунку за ваговий коефіцієнт беруть величину акціонерного капіталу (суму випущених акцій компанії).

Основні індекси японського фондового ринку – «Ніккей» і ТОПКС. Індекс «Ніккей» – середньоарифметичний незважений індекс, що розраховується на базі 225 акцій однієї секції токійської фондової біржі (ТФБ) аналогічно до промислового індексу Доу-Джонса. Індекс ТОПКС – середньоарифметичний зважений індекс за кількістю випущених акцій, що розраховується по всіх акціях однієї секції ТФБ [19].

Основні фондові індекси Франції – САС 40 і генеральний індекс САС General (SBF 250). Це класичні індекси, що включають в лістинг відповідно 40 і 250 найбільших французьких корпорацій, розраховуються спільно Паризькою фондовою біржею і Товариством французьких бірж. На початкову дату розрахунку – 31 грудня 1987 р. значення САС-40 складало 1000 пунктів.

Основний фондовий індекс Німеччини – середньоарифметичний зважений індекс EAX, що розраховується по 30 акціях. Розраховують також композитний індекс DAX (CDAX) по 320 акціях та індекси REX і REXP, що відображають рух курсів облігацій.

У Росії найчастіше використовуються індекс Російського торгового майданчика і зведений фондовий індекс Московської міжбанківської валютної біржі (ММВБ). Зведений фондовий індекс ММВБ використовується в індикативних і аналітичних цілях і при його розрахунку акцій по кожному емітенту виключаються акції, що знаходяться в державній власності або контрольовані державою.

В Україні використовують фондовий індекс ПФТС, який може розраховуватися в режимі реального часу, на погодинній, щоденній та щотижневій основі:

- погодинний індекс розраховується в кінці кожної години протягом торгової сесії;

- щоденний індекс розраховується кожного робочого дня в кінці торгової сесії;

- щотижневий індекс розраховується в кінці кожного робочого тижня.

Індекс ПФТС – це середньоарифметичний зважений індекс. При розрахунку індексу враховуються всі угоди, що були укладені в ПФТС та

задовольняють вимогам, встановленим для укладання угод протягом торгової сесії. Формула розрахунку індексу:

$$I_{pfts} = I_{pftsb} \frac{\sum_i MC_{i,t}}{\sum_i MC_{i,b}},$$

де  $I_{pftsb}$  – базове значення індексу;

$\sum_i MC_{i,t}$  – сума ринкових капіталізацій всіх акцій з Переліку акцій індексу в поточному періоді. Капіталізація розраховується за формулою:

$$MC_{i,t} = Q_i PL_{i,t},$$

де  $Q_i$  – кількість простих акцій, випущених даним емітентом, що знаходяться у вільному обігу;

$PL_{i,t}$  – середньозважена ціна угоди  $i$ -ї акції в поточному періоді.

Для індексу ПФТС, за умови відсутності зареєстрованої угоди по даній акції за поточний період, береться ціна що розраховується за формулою:

$$PL_{i,t} = \frac{B_{i,t} + A_{i,t}}{2},$$

де  $B_{i,t}$  – значення найкращої (найвищої) ціни купівлі на закриття торгової сесії ПФТС;

$A_{i,t}$  – значення найкращої (найнижчої) ціни продажу на закриття торгової сесії ПФТС;

$\sum_i MC_{i,b}$  – сума ринкових капіталізацій всіх акцій з Переліку підприємств індексу в базовому періоді.

Базове значення індексу складає 100 пунктів. Базовий період (період, з якого починається розрахунок індексу – 01.10.97) корегується зі зміною переліку акцій підприємств, що входять до індексу.

Перелік акцій для розрахунку індексу ПФТС, визначається уповноваженою особою ПФТС на підставі експертної оцінки та рекомендацій Індексного комітету, які мають базуватися на таких характеристиках підприємств:

- капіталізація;
- обсяги торгів;
- кількість угод;
- кількість котирувань;
- інші чинники, що впливають на ліквідність акцій.

Коефіцієнт  $Q_i$  визначається уповноваженою особою ПФТС на підставі експертної оцінки та рекомендацій Індексного комітету як кількість простих акцій, випущених даним емітентом, за виключенням частки акцій, які знаходяться у власності:

- держави;
- емітента;
- стратегічних інвесторів;
- менеджменту та трудового колективу;
- перехресному володінні.

Перелік акцій та коефіцієнт  $Q_i$  переглядається кожного кварталу. Індекс в поточному періоді розраховується на основі переліку акцій та коефіцієнту  $Q_i$ , що визначаються за попередній квартал. Перелік акцій та коефіцієнт  $Q_i$  можуть бути змінені в позачерговому порядку у випадках:

- реєстрації емітентом цінних паперів додаткової емісії, інших корпоративних діяч емітента;
- появи інформації про зміну структури власності в акціонерному товаристві.

Для запобігання різким коливанням індексу при зміні Переліку акцій, що входять до індексу, в поточному періоді індекс розраховується згідно з новим Переліком за формулою:

$$I_{pfts}^* = I_{pfts_{t-1}} \frac{\sum_i MC_{i,t}}{\sum_i MC_{i,t-1}},$$

де  $I_{pfts_{t-1}}$  – базове значення індексу, розраховане на  $t-1$  період згідно з новим Переліком акцій індексу;

$\sum_i MC_{i,t}$  – сума ринкових капіталізацій всіх акцій з нового Переліку акцій індексу в поточному періоді;

$\sum_i MC_{i,t-1}$  – сума ринкових капіталізацій всіх акцій з нового Переліку акцій індексу в базовому  $t-1$  періоді.

Для адекватного відображення ринкової ситуації дозволяється перерахунок значень індексу, які були розраховані раніше, у випадках виникнення нестандартної ситуації, що не пов'язана із зміною стану ринку та не передбачена прийнятою методикою, але яка суттєво вплинула на індекс. Перерахунок значень індексу здійснюється відповідно до рішення уповноваженої особи ПФТС на підставі експертної оцінки та рекомендацій

Індексного комітету. При цьому можуть бути перераховані значення індексу не більше ніж п'яти останніх торгових сесій.

Глобалізація і інтернаціоналізація фондового простору на світовому ринку цінних паперів вимагає розробки так званих глобальних індексів, які б відображали загальну динаміку, мали єдину базу і методи розрахунку.

До індексів подібного типу відносяться індекси групи ФТ-ЛФБ та індекси американського інвестиційного банку «Морган Стенлі». Розрахунки індексу ФТ-ЛФБ ведуться по 2212 акціях 24 країн світу. Індекси американського інвестиційного банку «Морган Стенлі» зважені за вартістю і базуються на різних комбінаціях з більше ніж 1000 акцій компаній різних країн.

Світовий індекс Доу-Джонса розраховується по акціях 2200 компаній з 13 країн світу з розбиттям на 120 галузевих груп.

Основне призначення глобальних індексів полягає у виявленні тенденцій розвитку світового фондового ринку.

### **1.3. Аналіз основних підходів до моделювання і прогнозування процесів розвитку фондового ринку**

Аналіз і прогнозування фінансових часових рядів є необхідним елементом планування діяльності в умовах постійного розвитку фінансово-економічних систем. Особливо це стосується діяльності інвестора на фондовому ринку, оскільки від точності результатів прогнозу процесів розвитку фондового ринку залежить величина його прибутків або збитків.

Класичним підходом до моделювання і прогнозування процесів розвитку фондового ринку можна вважати використання регресійного аналізу та методів екстраполяції [20–23].

Для прогнозування процесів розвитку фондового ринку застосовують методики, що дозволяють виявляти існуючі функціональні залежності в даних процесах та будувати прогноз їхнього розвитку в майбутньому. Такі функціональні залежності можна визначати за допомогою методів апроксимації, суть яких полягає у тому, що, використовуючи наявну інформацію про задану функцію  $y(t)$ , можна визначити апроксимаційну функцію  $\tilde{y}(t)$ , що дозволяє отримувати в певному сенсі наближені значення

функції  $y(t)$ , тобто, покладають  $y(t) \approx \tilde{y}(t)$ . На основі визначеної функціональної залежності  $\tilde{y}(t)$  здійснюють прогноз.

При цьому важливе значення має як вибір вузлових точок і апроксимаційних функцій, так і визначення міри наближення, яка б дозволила забезпечити потрібну точність розрахунків при реалізації відповідних моделей. Наприклад, показником такої точності може бути максимальна похибка апроксимації за досліджуваний період:  $\varepsilon = \max_t \varepsilon_t$ ,  $\varepsilon_t = y(t) - \tilde{y}(t)$ , або інтегральне абсолютне відхилення:  $I = \sum_t \varepsilon_t$ .

Поширеним класом апроксимаційних функцій є поліноми (многочлени), застосовують також ряди Фур'є та інтеграл Фур'є. У задачах накопичення і розпаду, зростання курсу цінних паперів з часом використовують експоненціальну функцію. Міра наближення може визначатися сумою квадратів відхилень у вузлових точках.

Для прогнозування курсів цінних паперів застосовують методи екстраполяції Лагранжа і Ньютона [20, 24–25].

При екстраполяції задана функція  $y(t)$  часто апроксимується за допомогою многочлена  $\tilde{y}(t) = a_0 t^n + a_1 t^{n-1} + a_2 t^{n-2} + \dots + a_{n-1} t + a_n$ .

Виходячи з умови рівності  $\tilde{y}(t_k) = y(t_k)$ ,  $k = 1, \dots, m$ , потрібно знайти коефіцієнти  $a_0, a_1, \dots, a_n$ . При цьому застосовують інтерполяційні многочлени спеціального виду, зокрема, поліном Лагранжа:

$$\tilde{y}(t) = \sum_{k=1}^m y(t_k) \prod_{i=1}^m \frac{t - t_i}{t_k - t_i}.$$

Ця функція є многочленом степеня  $m - 1$ , що проходить через  $m$  точок  $(t_k, y(t_k))$ ,  $k = 1, \dots, m$ . У точках, відмінних від вузлів інтерполяції, поліном Лагранжа в загальному випадку не збігається із заданою функцією.

Метод Ньютона дозволяє отримувати апроксимуючі значення функції без побудови в явному вигляді апроксимуючого полінома. Формула для полінома  $\tilde{y}(t)$ , що апроксимує функцію  $y(t)$  наступна:

$$\tilde{y}(t) = \Delta(t_1) + \Delta(t_1, t_2)(t - t_1) + \dots + \Delta(t_1, t_2, \dots, t_m)(t - t_1)(t - t_2) \dots (t - t_m)$$

де  $\Delta(t_1, t_2, \dots, t_s) = \frac{\Delta(t_1, t_2, \dots, t_{s-1}) - \Delta(t_2, t_3, \dots, t_s)}{t_1 - t_s}$  – розділена різниця  $s - 1$ -го

порядку,  $s = 2, \dots, m$ .

Інтерполяційні функції дуже чутливі до помилок, особливо на границях розгляданого інтервалу, а тому до їх використання, наприклад, для прогнозування курсу цінних паперів слід підходити обережно, оскільки навіть при достатньо малих змінах значень вихідної функції в деякій точці можна отримати неадекватні прогнозні значення.

Для прогнозування процесів розвитку фондового ринку застосовується також сплайн-апроксимація [26]. Застосування сплайн-функцій дозволяє збільшувати кількість точок у вихідних рядах статистичних даних шляхом імітації проміжних значень. Такий підхід дає можливість отримати адекватні оцінки показників процесу розвитку фондового ринку на коротких часових інтервалах і тим самим підвищити змістовність результатів моделювання.

Імітація проміжних значень для динамічних рядів статистичних показників і апроксимація перших похідних для змінних, представлених відповідними рядами, може бути реалізована за допомогою раціонального сплайна, який має вигляд кусково-поліноміальної функції [26]. Раціональні сплайни дозволяють більш повно враховувати особливості інтерполюючої функції. Зокрема, вони дають добру апроксимацію функцій з великими градієнтами, зберігаючи при цьому одну із найважливіших властивостей — простоту і ефективність реалізації обчислень різними комп'ютерними прикладними програмами.

Нехай для функції  $y(t)$  на відрізку  $[t_0, t_n]$  задано значення  $y_i$  в точках (вузлах)  $t_i$ ,  $i = 0, \dots, n$ , причому  $t_0 < t_1 < \dots < t_n$ . Раціональним сплайном називається функція  $S(t)$ , яка на кожному відрізку  $[t_i, t_{i+1}]$  має вигляд

$$S(t) = A_i x + B_i(1-x) + \frac{C_i x^3}{1+p_i(1-x)} + \frac{D_i(1-x)^3}{1+r_i x},$$

де  $x = \frac{t-t_i}{h_i}$ ,  $h_i = t_{i+1} - t_i$ ,  $p_i, r_i$  — задані числа,  $-1 < p_i, r_i < \infty$ . Крім цього,  $S(t)$

на відрізку  $[t_0, t_n]$  має неперервні похідні до другого порядку включно.

Раціональний сплайн називається інтерполяційним, якщо  $S(t_i) = y_i$ ,  $i = 0, \dots, n$ . Для побудови інтерполяційного раціонального сплайна розглядають граничні умови:  $S'(t_i) = y'_i$ ,  $i = 0, n$ .

Формула першої похідної раціонального сплайна має вигляд:



$$S'(t) = \frac{y_{i+1} - y_i}{h_i} + \frac{C_i}{h_i} \left( \frac{3x^2(1-p_i) - 2x^3 p_i}{(1+p_i(1-t))^2} - 1 \right) + \frac{D_i}{h_i} \left( \frac{-3(1-t)^2(1+r_i) + 2(1-t)^3 r_i}{(1+r_i t)^2} + 1 \right).$$

Якщо  $u_i = S'(t_i)$ ,  $i = 0, \dots, n$ , то

$$C_i = \frac{-(3+r_i)(y_{i+1} - y_i) + h_i u_i + (2+r_i)h_i u_{i+1}}{(2+r_i)(2+p_i) - 1},$$

$$D_i = \frac{(3+p_i)(y_{i+1} - y_i) - h_i u_{i+1} - (2+p_i)h_i u_i}{(2+r_i)(2+p_i) - 1}.$$

Формула другої похідної раціонального сплайна має вигляд:

$$S''(t) = C_i \frac{2p_i^2 x^3 - 6p_i(1+p_i)x^2 + 6(1+p_i)^2 x}{(1+p_i(1-x))^3 h_i^2} + D_i \frac{2r_i^2(1-x)^3 - 6r_i(1+r_i)(1-x)^2 + 6(1+r_i)^2(1-x)}{(1+r_i x)^3 h_i^2}$$

Із умови неперервності  $S''(t)$  в точках  $t_i$  для  $i = 1, 2, \dots, n-1$  випливає

$$\begin{aligned} \omega_i E_{i-1} u_{i-1} + [\omega_i E_{i-1}(2+r_{i-1}) + v_i F_i(2+p_i)] u_i + v_i F_i u_{i+1} = \\ = \omega_i E_{i-1}(3+r_{i-1}) \frac{y_i - y_{i-1}}{h_{i-1}} + v_i F_i(3+p_i) \frac{y_{i+1} - y_i}{h_i}, \end{aligned}$$

де  $\omega_i = h_i / (h_{i-1} + h_i)$ ,  $v_i = 1 - \omega_i$ ,

$$E_{i-1} = \frac{3 + 3p_{i-1} + p_{i-1}^2}{(2+r_{i-1})(2+p_{i-1}) - 1}, \quad F_i = \frac{3 + 3r_i + r_i^2}{(2+r_i)(2+p_i) - 1}.$$

Система рівнянь відносно невідомих  $u_i$  з урахуванням граничних умов

має вигляд:

$$\begin{cases} u_0 = y'_0, \\ \omega_i E_{i-1} u_{i-1} + (\omega_i E_{i-1}(2+r_{i-1}) + v_i F_i(2+p_i)) u_i + v_i F_i u_{i+1} = \\ \omega_i E_{i-1}(3+r_{i-1}) \frac{y_i - y_{i-1}}{h_{i-1}} + v_i F_i(3+p_i) \frac{y_{i+1} - y_i}{h_i}, \\ u_n = y'_n, \quad i = 1, 2, \dots, n-1. \end{cases}$$

Розв'язки цієї системи знаходяться за допомогою формули:

$$u_i = P_i u_{i+1} + Q_i, \quad i = 1, 2, \dots, n-1,$$

де коефіцієнти  $P_i$  і  $Q_i$  визначаються рекурентними співвідношеннями

$$P_i = -\frac{v_i F_i}{\omega_i E_{i-1} P_{i-1} + \chi_i}, \quad Q_i = \frac{\psi_i - \omega_i E_{i-1} Q_{i-1}}{\omega_i E_{i-1} P_{i-1} + \chi_i},$$

$$\psi_i = \omega_i E_{i-1} (3 + r_{i-1}) \frac{y_i - y_{i-1}}{h_{i-1}} + v_i F_i (3 + p_i) \frac{y_{i+1} - y_i}{h_i},$$

$$\chi_i = \omega_i E_{i-1} (2 + r_{i-1}) + v_i F_i (2 + p_i), i = 1, 2, \dots, n-1, P_0 = 0, Q_0 = y'_0.$$

Граничні значення визначаються на основі різницевих формул

$$y'_0 = (1 + v_1) \frac{y_1 - y_0}{h_0} + v_1 \frac{y_2 - y_1}{h_1}, \quad v_1 = \frac{h_0}{h_1 + h_0},$$

$$y'_n = -\omega_{n-1} \frac{y_{n-1} - y_{n-2}}{h_{n-2}} + (1 + \omega_{n-1}) \frac{y_n - y_{n-1}}{h_{n-1}}, \quad \omega_{n-1} = 1 - v_{n-1}.$$

Параметри  $p_i, r_i$  здійснюють коригування кривої сплайна в околі вузла  $t_i$ . Зокрема, при  $p_i = r_i = 0$  сплайн  $S(t)$  буде кубічним поліномом, а при  $p_i = r_i \rightarrow \infty$  буде поводитися як лінійна функція. Кубічні сплайни дають високу точність апроксимації гладких функцій. Однак, якщо вихідна функція випукла, то необхідно щоб сплайн також був випуклим. Що ж стосується лінійного сплайну, то він немає властивості гладкості, тому при його застосуванні виникають значні труднощі при наближенні функцій з великими градієнтами.

При належному виборі параметрів  $p_i, r_i$ , як правило, завжди вдається задовольнити умови інтерполяції, в тому числі для функцій з великими градієнтами. Це обумовлює доцільність застосування раціональних сплайнів для наближення функцій.

Властивість придатності сплайна до апроксимації визначається його поведінкою у проміжних вузлах, оскільки значення сплайна у основних вузлах  $t_i$  співпадають зі значеннями функції:  $S(t_i) = y_i, i = 0, \dots, n$ .

Серед недоліків використання сплайн-апроксимації до прогнозування курсу цінних паперів відзначають недостатнє врахування при прогнозуванні історії розвитку курсу даного цінного папера і суттєву залежність від передостаннього значення курсу.

В методі найменших квадратів за основу приймається твердження, що найкраще наближене значення  $\tilde{y}(t)$  дає таке число, для якого сума квадратів відхилень буде мінімальною [23]:

$$\sum_{k=1}^m (\tilde{y}(t_k) - y(t_k))^2 \rightarrow \min.$$

Згідно з цим методом наявні спостереження описують многочленом, що мінімізує функцію:

$$F = \sum_{k=1}^m y(t_k) - a_0 t_k^s + a_1 t_k^{s-1} + a_2 t_k^{s-2} + \dots + a_{s-1} t_k + a_s \rightarrow \min .$$

Для знаходження мінімуму диференціюванням по кожній з невідомих одержимо систему:

$$\frac{\partial F}{\partial a_j} = 2 \sum_{k=1}^m t_k^j \left( a_0 t_k^s + a_1 t_k^{s-1} + a_2 t_k^{s-2} + \dots + a_{s-1} t_k + a_s - y(t_k) \right), j = 1, \dots, s .$$

Визначник цієї системи відмінний від нуля і задача має єдиний розв'язок. У випадках, коли задача пов'язана з особливо ретельною статистичною обробкою експерименту використовують ортогональні многочлени із встановленою вагою на заданій системі точок.

Прогнозування методом найменших квадратів може бути застосовано для наближеної оцінки курсів цінних паперів при довгостроковому прогнозуванні або в якості лінійного тренду.

Прогнозування із використанням методу ковзного середнього здійснюється шляхом усереднення величин на визначеному часовому інтервалі – вибірці [20–23]. Інтервал усереднення  $h$  можна переміщувати вздовж осі часу, залишаючи його ширину постійною. При переході від моменту  $t_0$  до  $t_0 + 1$  одержуємо оновлені значення математичного сподівання і дисперсії часового ряду значень фінансового показника. При розрахунку середнього ковзного значення часового ряду в момент  $t_0 + 1$  визначається

$$\text{наступним чином: } \tilde{y}(t_0 + 1) = \frac{1}{h} \sum_{t=t_0-h+1}^{t_0+1} y(t) .$$

Використання середніх величин передбачає їхню стійкість або стаціонарність, чого, як правило, на усьому вибірковому інтервалі не спостерігається. Вихідні дані, що входять до інтервалу усереднення, враховуються з однаковою вагою, а вага інших спостережень прирівнюється до нуля, що можна віднести до недоліків такого підходу.

Удосконаленням методу ковзного середнього є присвоєння певних ваг кожному елементу статистичного ряду фінансового показника. Проте визначення вагових коефіцієнтів потребує побудови додаткових моделей з метою зменшення певного суб'єктивізму у розв'язанні задачі.

Застосування експонентного згладжування передбачає зменшення важливості показників фінансового ряду з часом, оскільки, як правило, останні значення показників у порівнянні з більш віддаленими у часі є більш

значущими для отримання їх прогнозних значень. Таким чином, ваги елементів часового ряду визначаються у порядку незростання, починаючи з останнього за часом показника, ваговий коефіцієнт якого приймають рівним одиниці.

Для експонентного згладжування величин всі значення фінансового часового ряду  $y(t)$  з обраної вибірки, яка складається із  $h$  останніх показників, перераховують наступним чином [27]:

$$y_{\sigma}(t) = y(t)\sigma^{t_0-t}, \quad t = t_0 - h + 1, \dots, t_0,$$

де  $\sigma$  – коефіцієнт експонентного згладжування,  $h$  – глибина вибірки часового ряду.

При експонентному згладжуванні експонентна середня фінансового часового ряду в момент  $t_0 + 1$  визначається наступним чином:

$$\tilde{y}_{\sigma}(t_0 + 1) = \vartheta \sum_{t=t_0-h+1}^{t_0+1} y(t), \quad \vartheta = 1 - \sigma.$$

Експонентну середню можна обчислювати рекурентно за формулою [8]:  $\tilde{y}_{\sigma}(t + 1) = \sigma \tilde{y}_{\sigma}(t) + \vartheta y(t + 1)$ .

Одним із класичних підходів до дослідження процесів розвитку фондового ринку є моделювання фондових індексів вінерівським випадковим процесом [28–31]. Згідно з вінерівською моделлю тренд фондового індексу є експоненційним, а сам індекс вільно (методом броунівського руху) коливається навколо цього тренда. З цієї ж моделі випливає, що поточна прибутковість по індексу має логнормальний розподіл з постійними параметрами [32].

Випадковий процес  $y(t)$  називається процесом авторегресії середнього ковзного порядку  $p$  і  $q$ , якщо виконується наступна умова [33–34]:

$$y(t) = \sum_{i=1}^p \alpha_i y(t-i) + \sum_{j=1}^q \beta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t$$

Розв'язання задачі полягає в знаходженні коефіцієнтів  $\alpha_i$  і  $\beta_j$ , при цьому прогноз буде мати деякі усереднені значення елементів часового ряду, що може ускладнити його використання для прогнозування реальних фінансових показників.

Наступний підхід базується на використанні рівняння Іто [35]. При цьому ефективність вкладення розглядається як випадкова функція змінної тривалості вкладу  $\tau$ , що є особливо важливим для теорії похідних цінних

паперів і загальної теорії арбітражу. Модель можна представити у вигляді рівняння:  $dy(\tau) = \phi d\tau + MdW(\tau)$ , де  $\phi$  – очікувана диференціальна ефективність;  $M$  – фіксована матриця заданого вигляду;  $W(\tau)$  – стандартний вінерівський процес з незалежними приростами.

Із збільшенням тривалості вкладу очікування значення ефективності зростає пропорційно диференціалу  $d\tau$ .

Для прогнозування часових рядів використовують лінійні авторегресійні, гетероскедастичні, нелінійні моделі, узагальнення методу головних компонент під назвою MTV-модель [36]. MTV-модель передбачає формування оцінки матриці коваріацій факторів впливу, обчислення власних векторів, що відповідають найбільшим власним числам, і формування послідовності головних факторів ринку. Після цього здійснюється прогнозування кожного з головних факторів, а потім прогноз елементів фінансового часового ряду будується як лінійна комбінація прогнозів головних факторів.

Прогнозування за допомогою MTV-моделі уловлює тенденції, але згладжує сильні розсіювання [36]. Також складно підібрати саме ті фактори, які мають найбільший вплив на курс тих чи інших видів цінних паперів, кожний з яких має свій особливий часовий ряд курсів.

Застосування спектрального аналізу статистичних показників часового ряду та його прогнозування розглянуто в роботах [33, 34, 37, 38]. Зокрема, за допомогою тригонометричних рядів та інтеграла Фур'є проведено виділення найбільш значимих гармонік, які і дають регулярну частину коливань навколо тренду.

У пропонованій роботі наведено застосування методів спектрального аналізу для дослідження закономірностей динаміки часових рядів показників розвитку фондового ринку. При цьому використано статистичну базу часових рядів індексу ПФТС, валютних курсів і котирувань акцій провідних українських компаній. Процедура спектрального аналізу безпосередньо застосовується до серій приростів і коефіцієнтів переходу, розрахованих для ряду середньотижневих значень базових показників.

Факт, що курс цінних паперів змінюється в трендах, очевидний і підтверджений дослідженнями, що продовжуються вже декілька десятків років на різних фондових ринках. Більшість проведених на практиці досліджень зводиться до групи методів, які використовують технічний аналіз і аналіз капіталу.

На наш погляд, ефективним методом вирішення цих питань є метод, що ґрунтується на використанні чисел Фібоначчі, які дозволяють адекватно передбачати зміну тенденції процесів розвитку фондового ринку [39].

Застосування відповідного підходу відкрило нову методикау технічного аналізу на фондовій біржі. Тут йде мова про ціново-часовий аналіз, завдяки якому можливе передбачення ринкових вершин і заглиблень.

Відповідно до теорії Елліотта, очікування людини при ухваленні рішень виникають у відповідності, близькій до «золотого перерізу». Оскільки зміни в курсах акцій на біржі значною мірою відображають людські погляди, оцінки і очікування, то саме числа Фібоначчі і «золота пропорція» визначають рух біржових акцій. Запропонована Р. Фішером техніка є достатньо точним методом прогнозування змін ринкових тенденцій.

Існують три основні способи використання коефіцієнтів Фібоначчі для аналізу фондових бірж [20, 39]:

- по відношенню до часу – часовий аналіз;
- по відношенню до ціни – ціновий аналіз;
- по відношенню до часу і ціни – ціново-часовий аналіз.

Перший з них базується на теорії Еліотта, в якій передбачається, що довжина окремих ринкових хвиль, узятя в природних одиницях часу (днях, тижнях, місяцях), виражається певними числами Фібоначчі. Якщо даний рух продовжується, наприклад, 10 днів, то потрібно чекати поворотного пункту після 13 днів, якщо ж довше ніж 13 днів, то потрібно чекати поворотного пункту на 21 день.

Основою для часового аналізу є теза, що вісь часу підлягає золотим поділам, якщо за пункти поділу беруться істотні вершини і заглиблення величин біржових індексів. Ефектом такого підходу є концепція дня зміни тренда TGD (time goal day). В межах концепції TGD існують дві ситуації: прогресивний і дигресивний поділи осі часу. Концепцію TGD легко представити графічно.

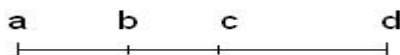


Рис.1.7. Прогресивний і дигресивний поділи відрізка

На рис. 1.7 пункти *a*, *b*, *c*, *d* позначають моменти істотних вершин або заглиблень для цін акції або величин індексу. Дигресивний поділ полягає в тому, що прогноз дня зміни тренда визначається так: будуємо відрізок [*a*, *c*]

таким чином, щоб він був поділений дигресивно пунктом  $b$ . В результаті одержуємо пропорцію:  $\frac{ac}{ab} = \frac{ab}{bc}$ .

Прогресивний поділ, полягає в тому, що будується відрізок  $[a, d]$  таким чином, щоб він був прогресивно поділений пунктом  $b$ . Тоді пропорція наступна:  $\frac{ad}{bd} = \frac{bd}{ab}$ .

Ефектом використання концепції TGD є прогнозування цільових днів (ЦД). Перевагою такого підходу є те, що тут немає хвиль в розумінні теорії Елліотта, а розглядається ринок, який росте, звужується або є постійним. Недоліком є те, що можна передбачити цільовий день, але не можна визначити, коли буде вершина або заглиблення. Обидві ситуації частіше за все однаково вірогідні. Найголовнішим є те, що у вказаному цільовому дні буде поворотний пункт. При малому часовому горизонті застосування такого підходу дає шанс визначити напрям зміни. На рис. 2 показаний приклад прогнозу цільових днів на підставі двох вершин.



Рис.1.8. Приклад прогнозування цільових днів

Як видно з рис. 1.8 інвестор має на практиці чотири можливості. На практиці потрібно враховувати всі можливості. Ідеально коли цільовий день, визначений на підставі вершин співпадає з цільовим днем, визначеним на підставі заглиблень. Проте такий варіант дуже рідкісний. Якщо отримано два різних пункти цільових днів, що знаходяться близько один одного, то з великою вірогідністю буде вказаний пункт, де наступить корегування або зміна тренда.

Якщо вершини з рис. 1.8 позначити відповідно  $A$  і  $B$ , а цільові дні як  $C$ , то положення пункту  $C$  в днях або іншій часовій одиниці можна визначити користуючись наступною формулою:  $C = B + 0.618(B - A)$ .

Щоб оптимізувати часовий аналіз на практиці Г. Фішер пропонує з'єднати три елементи [39]:

- фільтр;
- цільові дні;
- правила відкриття і відновлення позиції, а також лінію захисту.

В часовому аналізі під фільтром руху ціни розуміють мінімальну зміну ціни, при якій можна говорити про рух ринку. Рівень фільтру залежить з одного боку від роду ринку, з другого – від часового масштабу (аналіз денний, тижневий, місячний, річний). Стійкий для даного ринку фільтр трактується як визначена, властива для нього стала. Вдало вибраний фільтр дозволяє значно зменшити кількість фальшивих сигналів, і відповідно збільшити вірогідність ухвалення правильного інвестиційного рішення.

Аналітики ринків капіталу стверджують, що, якщо числа Фібоначчі мають значення, і є обґрунтовані при ухваленні рішення, то величина фільтру повинна бути постійною характеристикою даного ринку. Відповідно використовуючи фільтр, можна швидше визначити вершини, точки спаду, а також цільові дні, для яких величина ціни менша за величину фільтру. Другим важливим правилом є те, що чергові пункти (вершини або точки спаду) повинні змінювати один одного, принаймні, через 15 днів. Якщо горизонт змін довший, то прогнозування величини цін на ринку стає неможливим, тобто збільшується інвестиційний ризик. Природно, що це правило має значення тільки тоді, коли на підставі історичних даних буде правильно вибраний певний фільтр, що знаходить мінімальну зміну ціни (пунктів), яка буде істотною.

Багато пунктів можуть означати дуже малу цінність фільтру, а їх недостача – велику цінність фільтру. Корисними у визначенні і тестуванні фільтру можуть бути 15 чергових котирувань. Вважається, що між вершинами і заглибленнями двох рухів, що виконують умову фільтру проходитимуть не менше 3 одиниць періоду (при аналізах денних – днів, тижневих – тижні і т. д.).

На жаль, при затяжних трендах, що рівномірно ростуть або спадають, даний метод може бути ненадійним. Покази фільтрів просто дуже мало селективні, оскільки цільові дні дуже віддалені. Найкращий вихід в такій ситуації – це видозміна фільтру.

Правила відкриття позиції відповідно до пропозиції Р. Фішера [39]:

- ціна (величина індексу) повинна мало змінюватися щодо величини фільтру;
- ціна повинна змінюватися в цільовий день;



- ціна закриття кожного дня після цільового дня повинна бути нижчою від найнижчої ціни цільового дня або ціна повинна бути менша за мінімальну ціну останніх чотирьох днів.

Ці правила відносяться до відкриття короткої позиції на ринку (продаж акції). Аналогічно формулюються правила для відкриття довгої позиції (купівля акції).

Лінія захисту є ціновим квадратом, має довжину п'ять днів котирувань (на діаграмі в системі денної) або п'ять тижнів в тижневій системі. Ця довжина безпосередньо залежить від ціни (відповідно до осі ціни). На практиці завжди, коли відкривають позицію, інвестор повинен виробити позицію захисту. Ціновий квадрат є одним з кращих методів визначення лінії захисту на всіх видах діаграм. На практиці потрібно вибирати так, щоб ціновий квадрат знаходився вище за максимальну ціну дня локального максимуму, що утворився перед сигналом продажу і нижче за найнижчу ціну дня локального мінімуму, що утворився перед сигналом покупки.

Правило відновлення позиції полягає в тому, що завжди, коли довга позиція залишається закрита на лінії захисту, то можна її відкрити знову, якщо ринок зберігатиме нормальні умови позиції відкриття. Виключенням є ситуація, коли після закриття довгої позиції на лінії захисту наступить рух вгору вище за величину фільтру. Таке правило відновлення позиції відноситься до позиції короткої. Як виняток, після закриття короткої позиції на лінії захисту, якщо рух цін вниз досягне величини фільтру, позицію не потрібно оновлювати.

Другий спосіб, який використовує коефіцієнти Фібоначчі для аналізу фондових бірж, це ціновий аналіз. В рамках теорії хвиль можна спостерігати пропорції між сусідніми хвилями. Частіше за все це є хвиля імпульсу і корективи. Пропорції природно виражаються коефіцієнтом Фібоначчі 1,618 і його протилежним 0,618, а також похідними коефіцієнтами, що виникають внаслідок таких операцій:

$$0,618 \cdot 0,618 = 0,382 \quad 1,618 \cdot 1,618 = 2,618$$

$$0,382 \cdot 0,618 = 0,236 \quad 2,618 \cdot 1,618 = 4,236.$$

На рис. 1.9 наведено приклад золотих ринкових пропорцій, які є головною підставою цінового аналізу.

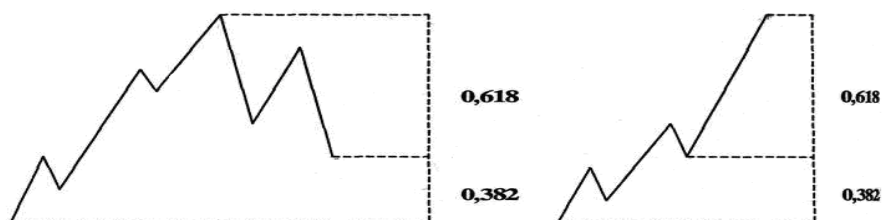


Рис. 1.9. Приклади пропорції в ринкових утвореннях відповідно коефіцієнту Фібоначчі

Ціновий аналіз використовує золоті пропорції, які часто збуваються на практиці, проте не завжди сусідні хвилі утворюють такі пропорції. Недоліком в практичному ціновому аналізі є той факт, що навіть там, де пропорція між хвилями збережена, важко наперед визначити, які з коефіцієнтів повинні бути використані: 0,618; 0,382; 1; 1,618. Для інвестора зважування цих двох варіантів дає часто вищий від очікуваного рівень цін. Використовуючи дану інформацію на практиці, встановлено, що обидва наведені варіанти однакові вірогідні. В ціновому аналізі застосовується також фільтр, описаний в часовому аналізі (на тих же підставах).

Провівши ціновий аналіз, приходимо до висновку, що статистичний аналіз золотих розподілів повністю підтверджує їх обґрунтованість. Поширеною є думка, що пропорції Фібоначчі в ціновому аналізі допускають визначення пунктів (не менше двох) підвищеної вірогідності зміни тренда.

Для підвищення ефективності аналізу, що використовує числа Фібоначчі (аналіз ціновий і часовий), пропонується третій, загальний ціново-часовий аналіз, в якому головною підставою для ухвалення рішень є сигнали, які виходять з поєднання цих аналізів. При такому підході вище зазначені правила застосовуються одночасно. Це означає, що для підтвердження справедливості сигналу купівлі або продажу необхідно одержати однаковий прогноз, як за допомогою часового, так і цінового аналізу.

Сучасний ціново-часовий аналіз, запропонований Г.Фішером, використовує логарифмічну спіраль, що допускає зручне поєднання цінових і часових прогнозів [39]. Головною основою є коефіцієнт Фібоначчі. Тобто, це означає, що два суміжні сегменти спіралі відрізняються на величину, що впливає з пропорції Фібоначчі. Логарифмічна спіраль служить, перш за все, для прогнозування поворотних пунктів. На підставі історичних даних легко довести, що, якщо початок спіралі вибрано правильно, то поворотні пункти очікуються з найбільшою вірогідністю зі всіх застосованих методів. Багато

аналітиків підтверджують, що даний підхід є універсальним і може відноситися до руху цін на всіх ринках.

Відповідно до концепції спіралі, рух цін підлягає певним правилам. Початок спіралі частіше за все знаходиться посередині утворення або в одному з його кінцевих пунктів. Збільшення часового масштабу є основою аналізу (денного, тижневого і т. д.). Даний метод не залишає, на жаль, ґрунтовного визначення руху ціни. Детально знаючи відрізок утворення цільового дня, ми не можемо однозначно стверджувати чи буде це вершина, чи заглиблення.

Форма логарифмічної спіралі завжди однакова. Після визначення початку спіралі, розгортаємо її пропорційно з коефіцієнтом Фібоначчі.

Формально логарифмічну спіраль можна представити так: 
$$\operatorname{ctg} \alpha = \frac{2}{\pi \ln \varphi}$$

На практиці потрібно визначити, в яку сторону буде загорнута спіраль і потрібно правильно визначити фільтр, що ідентифікує мінімальний рух цін, і є істотним для інвестора. В період розвинених комп'ютерних технологій, доступних для інвесторів, практичне застосування логарифмічної спіралі не складає проблеми. Перешкодою не є техніка, а час необхідний для проведення аналізу і ухвалення рішення.

Щоб чітко проводити аналіз, використовуючи вище згадані правила, необхідна розробка відповідної техніки, що автоматизує велику частину аналітичного процесу. На розвинених ринках капіталу практичне застосування мають чотири різні лінійні пропозиції, що використовують числа Фібоначчі, а саме: дуги, віяла, рівень повороту і часові зони. Кожна з цих пропозицій може бути використана незалежно, проте найкращі результати можна отримати, застосовуючи всі чотири пропозиції одночасно.

Для використання дуги Фібоначчі, застосовується наступний алгоритм. Спочатку шукають два пункти, в яких є екстремум, один з яких вершина, а другий – заглиблення. Потім, сполучаємо ці пункти прямою лінією (як правило, її називають лінією тренда, хоча це не є трендом в розумінні технічного аналізу). Після чого рисують три дуги, центром яких є другий з екстремумів (в порядку їх виступу). Дані дуги перетинають відрізок, що сполучає екстремуми в пунктах, що визначають рівень Фібоначчі: 38,2% і 61,8%. Утворені дуги Фібоначчі дозволяють відшукати рівні сприяння і опору в місцях, де ціни доходять до дуг. Приклад використання дуг Фібоначчі наведений на рис. 1.10.

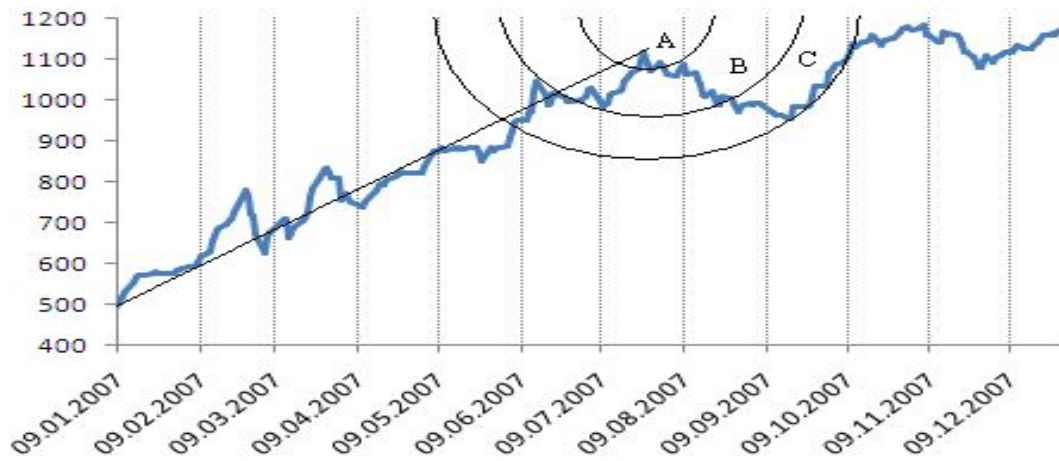


Рис. 1.10. Використання дуг Фібоначчі для індексу ПФТС в період з 9 січня по 31 грудня 2007 року

Інтерпретація дуг Фібоначчі зводиться до знаходження рівнів сприяння і опору в місцях, де ціни доходять до дуг. Перетин дуг з лінією цін підтверджують зміну тренда. Околиці зміни позначені буквами А, В і С.

Віяло Фібоначчі складається з прямих ліній, що сполучають два протилежні цінові екстремуми. Початок кожної прямої виходить з першого екстремуму. При цьому рисується вертикальна пряма лінія, що проходить через другий пункт екстремуму. Вона розділена таким чином, що окремі відрізки визначають рівень Фібоначчі: 38,2 %, 50,0 % і 61,8 %. На останньому кроці рисують три прямі, починаючи з першого екстремуму таким чином, що вони проходять через пункти, визначені розподілом прямої відповідно до пропорцій Фібоначчі. Приклад віяла Фібоначчі на рис. 1.11.

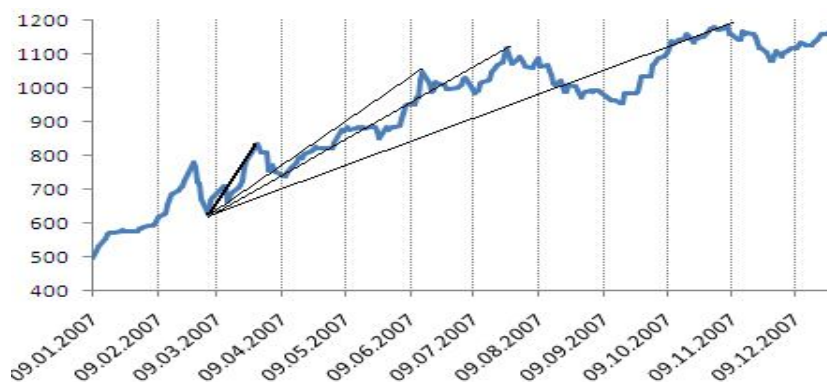


Рис. 1.11. Віяло Фібоначчі для індексу ПФТС в період з 9 січня по 31 грудня 2007 року.

Віяло Фібоначчі для індексу ПФТС вказує зміну цін відповідно з лініями, що утворюють віяло і визначають рівень сприяння і опору для зміни цін. Рівні повороту Фібоначчі виникають аналогічно як дуги і віяла. На

першому кроці потрібно вибрати два визначальні екстремуми цін (вершину і заглиблення) і з'єднати їх прямою лінією. Потім рисується шість прямих, що визначають пропорції Фібоначчі: 0,0 %, 23,6%, 38,2%, 50,0%, 61,8%, 100,0%. Вони паралельні осі часу. Граничні прямі від вершини і заглиблення проходять відповідно через вершину і заглиблення. Ідея даного методу впливає з факту, що при виникненні істотної зміни ціни (зростання або спад), ціни часто відступають назад, нівелюючи зміну частково, або повністю. Виявляється, що такі відступи викликають рівні сприяння або опору, які дуже часто пов'язані з числами Фібоначчі. На рис. 1.12 наведений приклад рівня відступу (повороту) Фібоначчі для індексу ПФТС.

Як видно з рис. 1.12 лінії, що утворюють рівень повороту Фібоначчі, ідентифікують рівень сприяння і опору для ціни, що змінюється в часі.

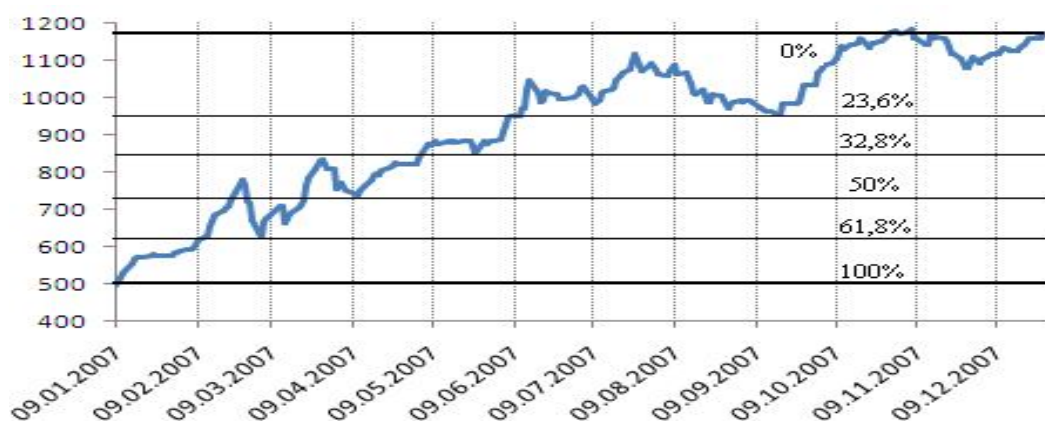


Рис. 1.12. Рівень повороту Фібоначчі для індексу ПФТС в період з 9 січня по 31 грудня 2007 року

Часові зони Фібоначчі в своїй конструкції формально дуже схожі на рівні повороту. Основна відмінність полягає в тому, що в часових зонах рисуються прямі вертикальні лінії, а в рівнях повороту горизонтальні. Щоб скористатися ескізом часових зон, потрібно вибрати один характеристичний пункт (екстремум) і, починаючи від нього провести прямі паралельні осі ціни на відстанях, що відповідають проміжкам 1, 2, 3, 5, 8, 13, 21, 34 і т.д.

Користуючись даною технікою, відшуковують істотні зміни цін поблизу нарисованих таким чином прямих. Приклад часових зон Фібоначчі представлений на рис. 1.13.

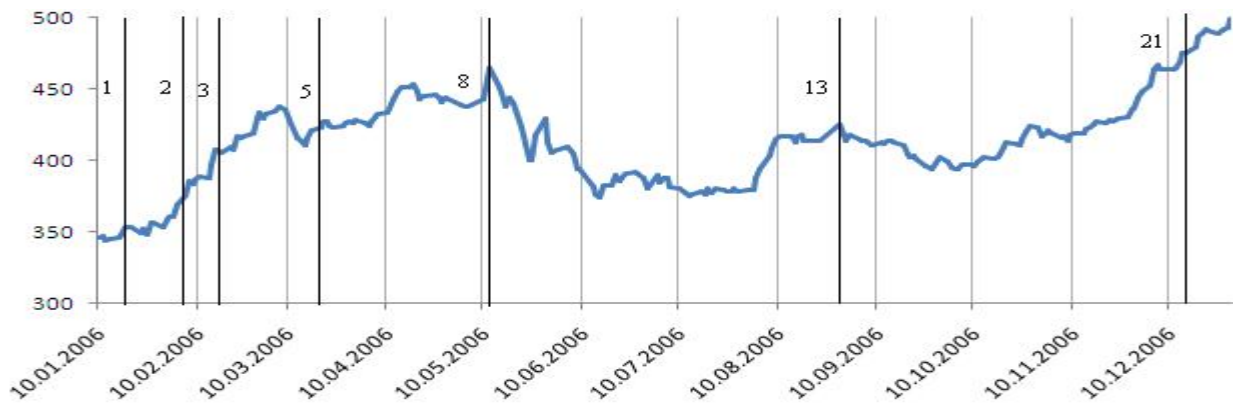


Рис.1.13. Часові зони Фібоначчі для індексу ПФТС протягом 2006 року.

З рис. 1.13 видно правдивість припущень про те, що є істотні зміни цін поблизу прямих, що ідентифікують зони Фібоначчі. На практиці для досягнення високої правдоподібності оцінки даної ситуації потрібно застосовувати одночасно всі вище наведені правила Фібоначчі для того ж періоду. Зауважимо, що ключовим елементом успішного аналізу з використанням чисел Фібоначчі є правильно вибрані основні екстремуми (вершини і заглиблення), для чого необхідне, у свою чергу, правильне визначення мінімального руху цін.

Описані вище правила можуть бути вже застосовані також на українському ринку капіталу. Не піддається сумніву, що на українському ринку капіталу найважчим є визначення фільтру, оскільки ринки, що розвиваються, частіше за все є нестійкими і спроби визначення для них яких-небудь меж часто закінчуються безрезультатно. Якщо застосувати числа Фібоначчі до даних з минулих періодів, то завжди вдасться знайти адекватну ситуацію. У випадку практичного ухвалення рішення це не є простим завданням навіть на розвинених стабільних ринках.

Вважається, що для ринків, що розвиваються, найкращим є аналіз біржових індексів, які за певним узагальненим для ринку правилом, визначені як в міру стійкі (втрачається ефект граничних змін). Справа стосується тут стратегічного рішення, яке базується на істотній зміні тренда.

В рамках цінового аналізу самим презентабельним є метод передбачення поворотних пунктів, використання золотої пропорції (рис. 1.12). Для зображення даного правила використана гранична вершина біржового індексу ПФТС, а також істотні заглиблення, що є після вершин.

Досі не встановлено, чому структура хвиль, які спостерігаються на біржових діаграмах, повинна задовольняти пропорції, визначені числами

Фібоначчі. Проте потрібно мати на увазі, що також немає відповіді на питання, чому довжина пелюсток також визначається золотою пропорцією (якщо перший його листок прийняти за 100 одиниць, то другий рівний 62 одиницям, третій - 38, четвертий - 24 і т.д.). Просто коефіцієнт Фібоначчі – найприродніша модель розвитку, тому можна його застосовувати на практиці. Для практичного застосування чисел Фібоначчі необхідна відповідна часова перспектива. В умовах зміни ПФТС можна використовувати підходи, наведені вище, хоча часовий горизонт незначний (з 03.11.1997г.). Наведені приклади вказують на те, що запропонована техніка може бути надзвичайно корисна, але потрібно обережно використовувати числа Фібоначчі для аналізу акцій, оскільки на ринках, що розвиваються, значно більше випадковостей, вони менш стійкі і легко на них спекулювати. Все це сприяє тому, що для конкретної акції може бути дуже велика кількість фальшивих сигналів.

У запропонованому дослідженні розглянуто методи, які базуються на підході до опису процесу розвитку фондового ринку через відповідні стохастичні моделі показників розвитку та індексів стану фондового ринку. Зокрема, конкретні розрахунки проведені на часових рядах значень індексу ПФТС, курсу долара USD до гривні. Однією з конкретних форм опису поведінки таких показників є так звані дискретні стохастичні моделі. Вони базуються на можливості подання динаміки досліджуваного показника у вигляді серії значень, які можна спостерігати через рівні проміжки часу. Типовими представниками класу дискретних стохастичних моделей є адитивні і мультиплікативні моделі.

## **Висновки до розділу 1**

1. Становлення ринкової економіки в Україні вимагає забезпечення функціонування на відповідному рівні фінансового і фондового ринків, через які формується новий механізм перерозподілу грошових накопичень. На сучасному етапі проблема узгодження термінології таких фінансових інституцій як «фондовий ринок», «ринок цінних паперів», «ринок капіталів», «грошовий ринок» залишається актуальною. На нашу думку, слід користуватись термінологією, на основі якої сформовані та діють основні нормативно-законодавчі документи, що регулюють діяльність фондового

ринку в Україні. Тому в роботі поняття «фондовий ринок» та «ринок цінних паперів» ототожнюються.

2. Важливу роль у процесі функціонування фондового ринку відіграє оцінка його стану за допомогою різних індикаторів, якими, наприклад, можуть бути індекси та рейтинги фондового ринку. Стан і динаміку розвитку фондового ринку характеризують індекси, що визначаються відношенням порівнюваної величини до певної визначеної величини, яка приймається за базову. Зокрема, біржовий індекс – це показник біржової активності, що дозволяє відслідковувати курс акцій і обчислюється за певними формулами. Розрахунок показників стану і динаміки розвитку фондового ринку базується на статистичній інформації про цінні папери і дозволяє здійснювати оцінку ризиків вкладень. При цьому індекси ділової активності достатньо адекватно відображають кон'юнктуру ситуацію на фондовому ринку.

3. Біржові або фондові індекси, як правило, обчислюють як зважену середню величину, з урахуванням як відносної зміни, так і абсолютної ціни акцій компаній, утворюючих корзину індексу. На фондових ринках світу використовують чотири методичні прийоми для побудови усереднених індексів зміни курсів акцій, які зводяться до розрахунків за відповідний період: темпів зміни середньоарифметичної ціни акцій обмеженого числа вибраних корпорацій (індекс Доу-Джонса); темпів зростання (зниження) середньозваженої (за кількістю акцій, що знаходяться у обороті) ціни всієї множини акцій корпорацій (індекси «Стандард енд Пулз» і «Уілшир-5000»); середньоарифметичного значення темпів приросту (зниження) цін акцій; середньгеометричного значення зміни цін акцій (індекс «Велью Лайн»).

4. Методологія формування фондових індексів передбачає чотири основні етапи їх розробки: створення вибірки, зважування відібраних акцій, розрахунок середнього, приведення середнього до форми індексу. Вибірку використовують детерміновану і з плаваючою потужністю. При визначенні вагових коефіцієнтів акцій використовують ціновий критерій і критерій зважування ринкової капіталізації.

5. Для оцінки стану і динаміки фондового ринку використовують наступні індекси: базовий індекс фондового ринку, індекс поточного стану фондового ринку, індекс ефективності інвестицій в акції, індекс порівняльної ефективності інвестицій в акції і розміщення засобів в депозит, індекс порівняльної ефективності інвестицій в акції і вкладення засобів у валюту, індекс порівняльної ефективності розміщення засобів в депозити і у валюту.



6. Проаналізовано основні підходи до моделювання і прогнозування процесів розвитку фондового ринку, що дозволяють виявляти існуючі функціональні залежності в даних процесах та будувати прогноз їхнього розвитку в майбутньому. Виділено, зокрема, методи апроксимації, моделювання фондових індексів вінерівським випадковим процесом, метод, що ґрунтується на використанні чисел Фібоначчі.

7. На основі розглянутих підходів до моделювання і прогнозування процесів розвитку фондового ринку запропоновано застосування методів спектрального аналізу та побудови стохастичних моделей для дослідження закономірностей динаміки часових рядів показників розвитку фондового ринку. При цьому запропоновано використати статистичну базу часових рядів індексу ПФТС, валютних курсів і котирувань акцій провідних українських компаній.

## РОЗДІЛ 2

### РОЗРОБКА МОДЕЛЕЙ ДОСЛІДЖЕННЯ ПРОЦЕСІВ РОЗВИТКУ ФОНДОВОГО РИНКУ

#### 2.1. Аналіз функціонування фондових ринків

У сучасній світовій фінансовій системі саме фондовий ринок може слугувати незалежним індикатором сталості та визначеності перерозподілу фінансових та грошових ресурсів, бо цей ринок є одночасно сегментом грошового ринку та ринку капіталів. Тобто фондовий ринок розглядається у якості одного з найбільш ефективних механізмів регулювання перетоку фінансових ресурсів за допомогою різних інструментів. Наприклад, фондовий ринок США оцінюється в 10,7 трлн дол., Японії – 2,1 трлн дол., Великої Британії – 1,7 трлн дол., КНР – 500 млрд. дол., Росії – 209 млрд. дол. [5].

При цьому саме операції на відкритому ринку (покупка/продаж державних облігацій) є найбільш важливим інструментом грошово-кредитної політики для будь-якого центрального банку, незалежно від того, який його цільовий орієнтир – рівень відсотка чи обсяг грошової пропозиції. Разом з цим існування ринку державних цінних паперів дає орієнтири щодо визначення рівня безризикової процентної ставки, а також є додатковим інструментом в області грошово-кредитної та бюджетної політики. Залучення коштів на фінансових ринках (внутрішніх чи зовнішніх) за допомогою державних боргових зобов'язань є також загально визнаним способом фінансування дефіциту державного бюджету.

Водночас дослідження розвитку фондового ринку є тією основою, яка сприяє визначенню певних напрямків у розбудові економіки, а відтак увага дослідників до тенденцій функціонування фондових ринків взагалі та фондових ринків країн, що перебудовують свої економіки, зокрема є суттєвою [38].

Так, наприклад, вітчизняні дослідники у своїх роботах акцентують увагу переважно на питаннях регулювання фондового ринку, визначенні першочергових заходів щодо покращення відповідної законодавчої бази, аналізі поточних тенденцій функціонування фондового ринку та перспектив його розвитку. Окремо також можна зазначити й ті дослідження, у яких обговорюється взаємозалежний вплив фондового ринку та певних факторів

розбудови ринкових відносин. Значна кількість робіт також присвячена дослідженню індикаторів розвитку фондового ринку, де провідне місце відіграють відповідні фондові індекси, а центральним питанням є або визначення методики побудови фондових індексів, або порівняльна оцінка динаміки індексів українського фондового ринку та інших країн [40].

Загальні дослідження західних фахівців, щодо розвитку фондових ринків в умовах транзитивної економіки присвячено переважно визначенню їх ринкової ефективності. Однак більшість таких досліджень проводиться на підставі існуючих підходів, що зарекомендували себе у практиці розвинутих країн. При цьому сучасна теорія фінансових ринків пропонує значний обсяг розробок, гіпотез і моделей по різних аспектах функціонування всіх сегментів фінансового ринку, у тому числі й ринку державних цінних паперів. Для такого аналізу також розроблено й низку відповідних теорій. Проте застосування багатьох підходів до аналізу ринків, що розвиваються, не зовсім себе виправдовує [41–47].

Водночас саме збалансованість та взаємопов'язаність різноманітних індикаторів фондового ринку є запорукою стійкості руху фінансових ресурсів між різними економічними агентами як в межах, так і поза межами країни. Найбільш відомим серед вітчизняних фондових індексів є індекс ПФТС (PFTS), який розраховується на основі простих акцій підприємств, що пройшли лістинг в ПФТС. До сімейства цього індексу входять також: індекс «ПФТС-Cbonds», який характеризує зміну цін корпоративних облігацій з терміном до погашення найближчої оферти до одного року (без врахування накопиченого купонного доходу) та індекс «ПФТС-Cbonds/TR», який характеризує умовну вартість індексного портфеля, що складається з корпоративних облігацій з терміном до погашення найближчої оферти до одного року, при цьому отримані процентні платежі одразу ж реінвестуються в той самий індексний портфель.

Проте, на фоні загальної тенденції, щодо зростання індексу Першої фондової торгівельної системи у певний період часу (ПФТС, див. рис.2.1, побудовано за даними), відбувається падіння індексу ЕМВІ+ (The Emerging Markets Bond Index Plus) за аналогічний досліджуваний інтервал часу (див. рис. 2, побудовано за даними). Чим меншим є показники цього індексу, тим більш привабливими є цінні папери відповідної країни). Індекс ЕМВІ+ розраховується інвестиційним банком J.P. Morgan Chase та відображає загальну інвестиційну привабливість окремої країни. До того ж, індекс

EMBI+ є важливим індикатором ринку боргів, що також впливає на сталість руху фінансових ресурсів [48–52].

Тож недостатня розвиненість та помірні роль українського фондового ринку, не поступова перманентність розвитку цього сегменту ринку спонукають більш докладно проводити аналіз умов його функціонування, де відповідні дослідження повинні мати свою спрямованість. Втім, враховуючи різноманіття існуючих методів та підходів з погляду впровадження концепції потокового підходу в системі управління рухом фінансових та грошових ресурсів як відображення «наочного мислення», спочатку варто застосовувати описові та порівняльні підходи щодо аналізу перерозподілу фінансових ресурсів на фондовому ринку, які у подальшому повинні допомогти визначити напрямки більш складних досліджень.

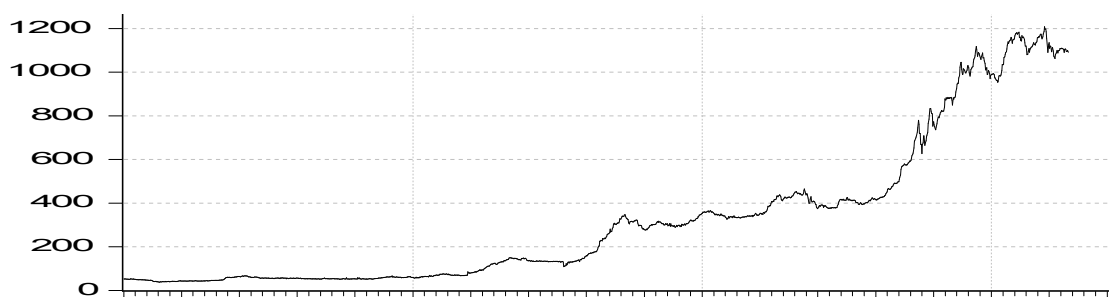


Рис. 2.1. Динаміка індексу ПФТС з 10.08.2001 по 13.03.08.

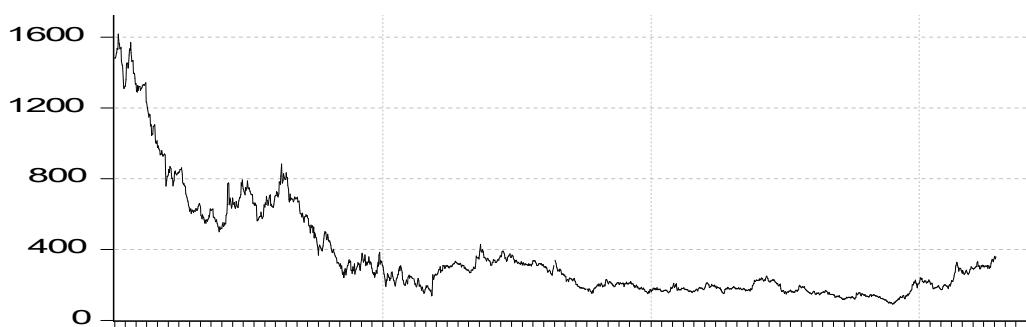


Рис. 2.2. Динаміка індексу EMBI+Україна спред з 10.08.2001 по 13.03.08.

При цьому ще раз підкреслимо, що стан розвитку фондового ринку, умови та ефективність перерозподілу фінансових ресурсів багато в чому відображаються у відповідних фондових індексах, які уявляють собою агрегований показник змін у певних економічних подіях на цьому сегменті ринку. До того ж, щоб прогнозувати динаміку фондових ринків, потрібно чітко, на кількісному рівні знати відповідні тенденції. Це знов-таки знаходить

певне відображення у динаміці фондових індексів та визначає їх множинність. Тож, поруч із зазначеним індексом ПФТС, до найбільш відомих українських індикаторів фондового ринку відносяться:

індекси КАС-20, які обчислюється фондовою компанією «Альфа-Капітал». Розрахунок цього індексу відбувається на підставі котирувань акцій двадцяти найбільш ліквідних підприємств ведучих галузей промисловості України (металургійного комплексу, енергетики, хімічної та харчової промисловості, машинобудування, нафтопереробки);

індекс SB50, основу розрахунку якого складають 50 емітентів, по яких зафіксовано найбільший обсяг торгів на вторинному ринку протягом дванадцяти попередніх місяців;

індекс KP-Dragon, що відображає динамік; котирування акцій десяти найбільш ліквідних компаній;

індекс KINDEX, який дозволяє дослідити динаміку цін найбільш ліквідних акцій, що торгуються на українському фондовому ринку. Різновидом цього індексу є індекс корпоративних облігацій KINBOND, який дає можливість дослідити динаміку ринку облігацій, а також оцінити ефективність інвестицій у облігації, з урахуванням реінвестування купонних платежів; індекси SOKRAT, Sofia Bondar Priadka Ukraine та ТЕКТ-ККОС Price Bonds.

Втім слід помітити, що саме у коливаннях фондових індексів проявляється невизначеність фондових ринків, яка є наслідком різних причин. Так, в основі невизначеності фондового ринку США, що спостерігається на цей час, знаходиться накопичений розрив між споживанням та заощадженням, переоцінка акцій деяких компаній.

Крім цього, невизначеність фондового ринку, наприклад, для більшості пострадянських країн, підсилюється, коли інвестори остерігаються зміни ринкових трендів. Утім виникнення та розвиток ринку цінних паперів при переході до ринкової економіки веде до найсильніших змін фінансових і кредитних потоків та пропорцій, що склалися. Серед таких тенденцій слід зазначити: зниження частки бюджету і прямого банківського кредиту у фінансуванні потреб господарства в інвестиціях і оборотних коштах; зниження частки прямого банківського кредиту в покритті дефіцитів бюджету; вкладення усе більшої частини грошових нагромаджень населення й інституціональних інвесторів (страхових компаній, пенсійних фондів, благодійних і суспільних фондів і т. ін.) на вкладення в цінні папери. Поряд

із цим невизначеність на фондових ринках країн, що розвиваються, також підсилюється загальними тенденціями розвитку світових фінансових ринків. Це зрештою призводить до низки негативних явищ, серед яких досить впливовим, наприклад, з погляду економічного розвитку в Україні, є відтік зовнішніх інвесторів, що так або інакше позначається на його узагальненому індикаторі – фондовому індексі [53–63].

Якщо звернути увагу на індекс Першої фондової торгівельної системи, який відображає понад 90% загального обсягу торгів організованого фондового ринку в Україні, то неупереджений погляд на його динаміку дає неабияку підставу говорити про невизначеність відповідного ринку.

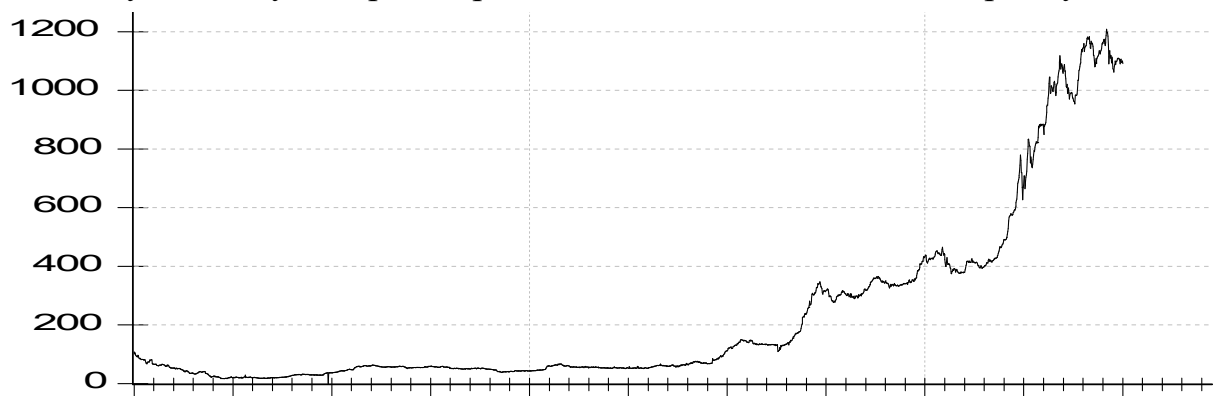


Рис.2.3. Динаміка індексу ПФТС з 03.10.97 по 13.03.08.

Так, навіть прості наочні спостереження за рядом, який відображає динаміку індексу ПФТС у період з 03.10.97 по 13.03.08 та має 2502 членів ряду, дозволяють поділити його на декілька окремих періодів:

перший період – спостереження з 1 по 336 член ряду (з 03.10.97 по 05.03.99) свідчать про наявність стійкої тенденції до зниження фондового індексу;

другий період – спостереження з 337 по 665 член ряду (06.03.99 по 07.07.00) свідчать про характерну стійку тенденцію до зростання фондового індексу;

третій період – спостереження з 666 по 1033 член ряду (з 10.07.00 по 01.11.01) відповідають етапу нового, але незначного зниження фондового індексу;

четвертий період – спостереження з 1034 по 1151 член ряду (з 02.11.01 по 01.02.02) свідчать про період зростання відповідного значення фондового індексу;

п'ятий період – спостереження з 1152 по 1280 член ряду (з 04.02.02 по 29.12.02) відповідають черговому зниженню фондового індексу;

шостий період – спостереження з 1281 по 1525 член ряду (з 08.01.03 по 30.12.03) свідчать, про певну стабілізацію динаміки;

сьомий період – спостереження з 1526 по 1626 член ряду (з 31.12.03 по 02.04.04) фіксують стрімке зростання фондового індексу;

восьмий період – спостереження 1627 по 1792 член ряду (з 03.06.04 по 06.09.04) свідчать про стрімке зниження фондового індексу;

дев'ятий період – спостереження з 1793 по 2502 член ряду (з 07.09.04 по 13.03.08) – стійке зростання фондового індексу.

Тобто існуюча динаміка часових інтервалів значень фондового індексу ПФТС не дає можливості побудувати єдину модель відповідних прогностичних оцінок. Більш того, застосування вінеровської моделі опису такого процесу, як найбільш розповсюдженої серед брокерів та інвесторів, є також малоприматною, що обумовлює інший бік невизначеності – побудову адекватної прогностичної моделі. Прослідкувати невизначеність фондового ринку можна також на підставі аналізу розрахованих за статистичними даними показників варіації і стандартного відхилення розрахунку індексу ПФТС за окремі періоди (табл. 1.1, розраховано на підставі даних, починаючи з січня 1998 року і звужуючи період до останнього 2007 року).

Таблиця 2.1

**Розрахунок показників варіації та стандартного відхилення індексу  
ПФТС**

Показник	Аналізовані періоди									
	1998- 2007	1999- 2007	2000- 2007	2001- 2007	2002- 2007	2003- 2007	2004- 2007	2005- 2007	2006- 2007	2007
Варіація	5778.71	5551.04	5471.34	5368.17	5230.59	5051.46	4796.67	4313.20	3516.75	2675.44
Стандартне відхилення	302.9	289.9	297.3	305.8	314.1	318.4	309.99	291.3	293.4	190.01

Ґрунтовність такого групування та оцінки зазначених даних базується на тому, що більшість часових рядів фінансових показників володіють властивістю «пам'яті», тобто їх поточні значення залежать від динаміки ряду у майбутньому. Крім цього, така факторизація даних розширює базу для порівняльної оцінки різних фондових індексів, є підґрунтям для побудови альтернативних прогностичних моделей [64–74].

Перш за все наведені дані (див. табл. 2.1) свідчать про досить високу загальну початкову невизначеність фондового ринку в Україні, що впливає з великих значень показника варіації відповідно до аналізованих періодів часу. Звісно, на ступінь невизначеності фондового ринку в Україні (принаймні з погляду зміни варіації значень індексу ПФТС) певною мірою впливає і те, що він лише знаходиться на стадії розвитку. Однак, незважаючи на це, варто помітити, є стійка тенденція щодо зменшення варіації показників індексу ПФТС з часом.



Рис. 2.4. Динаміка значень варіації індексу ПФТС відповідно до аналізованих періодів.

При цьому для більш достовірного окреслення аналізованої невизначеності, принаймні в розвитку українського фондового ринку, проведемо порівняльну оцінку фондового індексу ПФТС з фондовими індексами деяких країн. Як видно з аналізу результатів представлених в таблицях 2.2, 2.3 відношення максимального значення індексу ПФТС до мінімального поступово наближається до рівня інших фондових індексів.

Однак у даному випадку слід враховувати, що фондовий індекс ПФТС розраховується на підставі зміни ціни акцій лише обмеженого кола підприємств. Поряд із цим при розрахунках фондових індексів розвинутих держав враховуються акції значно більшої кількості емітентів. Тобто деяке зменшення невизначеності фондового ринку в Україні в аналізовані періоди часу можна пов'язати із більш сталою роботою визначених емітентів, які на той час складали основу індексної корзини, та відсутністю достатньо широкого кола найбільш привабливих емітентів. Виходячи з цього, одним із напрямків розвитку фондового ринку є збільшення кількості емітентів, які



мають високоліквідні акції та значну капіталізацію. Однак вирішення цього завдання цілком залежить від загальноекономічної ситуації, сталого зростання виробництва.

Таблиця 2.2

**Порівняльна характеристика мінімальних та максимальних значень фондових індексів різних країн за 1997–2007 роки**

Країна, фондовий індекс	Мінімальне значення	Максимальне значення	Відношення максимального до мінімального
Україна, ПФТС	16,52	1183,72	71,65
Росія, РТС	37,74	2360,15	62,54
США, DJI	6391,70	14164,53	2,22
Японія, NIKKEI	7607,88	18261,98	2,40
Німеччина, DAX	2848,80	8105,69	2,85
Франція, CAC 40	2257,00	6922,33	3,07
Великобританія, FTSE	4433,70	6732,40	1,52

Таблиця 2.3

**Порівняльна характеристика мінімальних та максимальних значень фондових індексів різних країн за 2007 рік**

Країна, фондовий індекс	Мінімальне значення	Максимальне значення	Відношення максимального до мінімального
Україна, ПФТС	497,66	1183,72	2,38
Росія, РТС	1724,69	2360,15	1,37
США, DJI	12050,41	14164,53	1,18
Японія, NIKKEI	14837,66	18261,98	1,23
Німеччина, DAX	6447,70	8105,69	1,26
Франція, CAC 40	5265,47	6168,15	1,17
Великобританія, FTSE	5858,90	6732,40	1,15

Крім цього, слід визнати й специфіку фондового ринку України, значну частку якого складають цінні папери державного боргу. Проте слід відмітити й динаміку зменшення питомої ваги обсягів розміщення державних цінних паперів на первинному ринку у відсотках до ВВП.

При цьому більшість фондових ринків розвинутих країн розвивається у напрямку підвищення значимості ринку державних цінних паперів. Це загалом знижує невизначеність їх фінансових ринків, бо інвестор надає перевагу більш надійним паперам, які емітовані державою. До того ж, динаміка прибутковості державних облігацій (як середнього рівня прибутковості, так і всієї часової структури) є одним з основних показників

розвитку і стану ринку внутрішнього боргу. Тому аналіз цього показника дозволяє виявити ефекти економічної політики й оцінити зміни, які чекають учасників ринку. В цьому аспекті слід зазначити, що поступово ситуація щодо середньозваженої дохідності облігацій внутрішньої державної позики в Україні змінюється на краще. Однак якщо розрахувати варіацію дохідності державних цінних паперів, то треба визнати, що вона ще є досить високою і перевищує цей показник для розвинутих країн майже у два рази. Тобто і цей сегмент фондового ринку також має високий ступінь невизначеності.

Однак поруч із цим необхідно зауважити, що коливання середньозваженої дохідності викликані як зміною макроекономічних факторів, які до того ж є нестійкими у перехідній економіці (інфляцією, дефіцитом бюджету, шоками грошової політики, курсом гривні, обсягами державного боргу, ступенем відкритості ринку для іноземних інвесторів і т. ін.), так і рівнем систематичного ризику в економіці, що в однаковій мірі впливає на папери з усіма термінами до погашення. Тож збалансованість дохідності цінних паперів доцільно розглядати і як результат арбітражних операцій між секторами фінансового ринку, так і на основі макроекономічних підходів до визначення рівня номінальних ставок, теорії паритету процентних ставок, моделей з перевагою ліквідності, макроекономічних моделей загальної рівноваги. Проте відсутність такого чіткого взаємозв'язку підходів до визначення рівня дохідності цінних паперів й обумовлює повільний розвиток організованого фондового ринку.

Втім не менш важливим у визначенні сталості перерозподілу фінансових ресурсів завдяки фондовому ринку є також більш складний одночасний аналіз динаміки різних фондових індексів. У цьому аспекті слід, насамперед, зазначити, що підходи до побудови індексів є досить різними.

Так, методологія розрахунку індексів враховує спосіб усереднення відповідних показників та їх ранжування у формулі усереднення. Для цього, як правило, обирається або геометричне, або арифметичне усереднення, яке водночас враховує або капіталізацію, або ліквідність відповідних цінних паперів, що входять до кошику розрахунку певного індексу. До того ж, внаслідок зміни позиції цінних паперів підприємства-емітента на ринку відбувається коригування кошику розрахунку індексу. Втім, саме: така різноманітність побудови індексів і допомагає в цілому оцінити розвиток ринку з різних точок зору. Водночас також розраховуються сімейства індексів, які теж відбивають різні підходи до побудови індексів в межах

однієї організації, що розраховує деякий індекс. Однак, незважаючи на це, індекси, побудовані для конкретного ринку, завжди дуже корельовано. незалежно від вибірок або способів усереднення, що може слугувати ознакою сталості та визначеності у перерозподілі фінансових ресурсів за допомогою фондового ринку [75–82].

Як показують розрахунки (табл. 2.4), кореляція між різними індексами фондового ринку Великобританії є досить значною.

*Таблиця 2.4*

**Матриця кореляцій окремих індексів фондового ринку  
Великобританії 2007 р.**

Індекси	FT-SE Actuaries 350	FT-SE SmallCap	FT-SE All Shares
FT-SE Actuaries 350	1		
FT-SE SmallCap	0,89	1	
FT-SE All Shares	0,99	0,9	1

Внаслідок проведених розрахунків (проаналізовані індекси відповідають наступній нумерації: 1 – КАС-20, 2 – SOKRAT, 3 – Sofia Bondar Priadka Ukraine, 4 – ТЕКТ-ККОС Price Bonds, 5 – PFTS, 6 – KINDEX, 7 – SB50), кореляція між вітчизняними фондовими індексами також є достатньо високою, за винятком лише індексу KP-Dragon (табл. 2.5).

*Таблиця 2.5*

**Матриця кореляцій окремих індексів фондового ринку України 2007 р.**

№ індексу	1	2	3	4	5	6	7
1	1						
2	0,98	1					
3	0,97	0,94	1				
4	0,89	0,92	0,83	1			
5	0,99	0,99	0,96	0,91	1		
6	0,98	0,99	0,93	0,9	0,99	1	
7	0,98	0,96	0,96	0,89	0,97	0,95	1

Однак, кореляція між дохідностями (дохідність визначалася за формулою  $D(t) = ((Z_i(t)/Z_i(t-1)) - 1) \cdot 100$ , де  $Z_i$  – значення індексу в момент часу  $t$  та  $t-1$ ) за відповідними індексами є значно меншою та не

перевищує межу 0,37, за винятком таких індексів, як: КАС-20 та SOKRAT (0,58), PFTS та SOKRAT (0,62). Разом з цим відповідні кореляції дохідностей розглянутих вище індексів фондового ринку Великобританії знаходяться у межах 0,64-0,99.

Водночас слід також зауважити, що не досить корельованим виявляються індекси одного сімейства. Так, наприклад, коефіцієнт кореляції між індексами KINDEX та KINBOND складає лише 0,43; між індексами PFTS. «ПФТС-Cbonds» та «ПФТС-Cbonds/TR» коефіцієнт кореляції знаходиться в межах 0,06-0,19. Тобто можна зазначити, що хоча динаміка індексів вітчизняного фондового ринку і відповідає загальній ознаці щодо їх корельованості, водночас визначитися стосовно вкладання ресурсів в певні цінні папери досить важко. Разом з цим більш детальний аналіз статистичних характеристик дохідностей досліджуваних індексів дозволяє визначити їх суттєву різницю (табл. 2.5.).

*Таблиця 2.5*

**Основні статистичні характеристики дохідностей досліджуваних індексів 2007 р.**

Індекси	Статистичні характеристики				
	Середнє	Стандартне відхилення	Медіана	Ексцес	Асиметрія
PFTS	534,67	324,42	402,67	2,22	0,83
PFTS – Cbonds	100,65	2,02	100,04	3,84	1,39
PFTS – Cbonds/TR	128,55	19,21	126,65	1,93	0,27
KINDEX	344,30	166,82	282,62	2,89	0,95
KINBOND	120,61	11,75	120,32	1,81	0,05
KP–Dragon	798,26	549,29	913,54	1,63	-0,41
SOKRAT	680,72	226,07	787,18	1,66	-0,49
Sofia Bondar Priadka Ukraine	71,57	21,23	59,63	2,21	0,91

Так середнє значення, яке характеризує розсіювання середньої дохідності є досить значним. Це, у свою чергу, ускладнює не лише вибір інвестора, а й свідчить про неоднозначність руху фінансових потоків на різних сегментах ринку;

Стандартне відхилення, що характеризує ступінь відповідного ризику вкладання в цінні папери підтверджує не однотайність у русі відповідних

фінансових ресурсів та потоків. Підґрунтям останнього є значне розсіювання стандартного відхилення дохідностей за різними фондовими індексами.

Медіана, яка вказує на значення дохідності і ділить розподіл на рівні частини, показує, що більшість з аналізованих індексів за досліджуваний період мали переважне зростання в динаміці дохідностей;

Ексцес та асиметрія, які вказують на можливу відмінність, від нормального закону розподілу (який, до речі, покладено в основу класичних методів оцінки та управління фінансовими потоками на ринках розвинених країн) показують, що додатний ексцес визначає гостровершинність розподілу (чим він більший, тим гострішою є вершина розподілу, а додатна асиметрія свідчить про скошеність розподілу в бік додатних значень дохідностей. Це повністю відповідає майже всім індексам, які досліджуються.

Водночас густина розподілу різноманітних фондових індексів свідчить не лише про їх відмінність від закону нормального розподілу, а й про суттєву відмінність між собою, що ще раз підтверджує висновок стосовно невизначеності аналізу перерозподілу фінансових ресурсів, а відтак і руху відповідних фінансових потоків[83].

## 2.2. Стохастичні моделі динаміки показників фондового ринку

Адитивна стохастична модель (АСМ) динаміки показника фондового ринку може бути записана у вигляді [84–86]

$$\tilde{x}_t = \tilde{x}_{t-1} + \tilde{w}_t, \quad (2.1)$$

де  $\tilde{x}_t, \tilde{x}_{t-1}$  – обсяг показника фондового ринку на момент часу  $t$  і  $t-1$  ( $t \in 0:T$ ),  $\tilde{w}_t$  – приріст величини індексу за момент часу  $[t-1, t]$ .

Значення, які приймає  $\tilde{w}_t$ , розглядаємо як реалізацію деякої випадкової величини.  $\tilde{w}_t$  – називаються приростами. На основі рекурентного співвідношення (2.1) можна виразити стан показника в будь-який момент часу через його стан у початковий момент часу  $x_0$ .

$$\tilde{x}_t = x_0 + \sum_{i=1}^t \tilde{w}_i. \quad (2.2)$$

При цьому зв'язок між  $x_0$  в початковий момент  $t=0$  і деяким  $\tilde{x}_t$  в довільний момент  $t$  описується через

$$\tilde{w}_{1,t} = \sum_{i=1}^t \tilde{w}_i. \quad (2.3)$$

Прийемо передумову, що стосуються характеру розподілу випадкових величин  $\tilde{w}_i$ . Природно вважати, що  $\tilde{w}_i$ , розподілені за нормальним законом з деякими параметрами  $m_i, s_i$ :

$$\forall t \in 1:T \quad \tilde{w}_i \in N(m_i, s_i^2) \quad (2.4)$$

Також вважатимемо, що випадкові величини  $\tilde{w}_i$ , є взаємно незалежними. Тоді випадкова величина  $\tilde{w}_{1,t}$ , як сума скінченої кількості незалежних випадкових величин, які розподілені за нормальним законом, теж розподілена за нормальним законом ( $\tilde{w}_{1,t} \in N(m_{1,t}, s_{1,t}^2)$ ) з математичним сподіванням, що дорівнює сумі доданків  $\tilde{w}_i$  математичних сподівань

$$m_{1,t} = \sum_{i=1}^t m_i, \quad (2.5)$$

і дисперсією, яка дорівнює сумі дисперсій

$$s_{1,t}^2 = \sum_{i=1}^t s_i^2. \quad (2.6)$$

Для невеликих часових періодів, що характеризуються відносною стабільністю умов, може бути прийнята гіпотеза про те, що для будь-яких моментів  $t \in 0:T$  випадкові величини  $\tilde{w}_i$ , мають однаковий розподіл і можуть розглядатися як серія реалізацій випадкової величини  $\tilde{w}$ :

$$\tilde{w} = \tilde{w}_i, \quad (2.7)$$

де  $\tilde{w} \in N(m, s^2)$ . Математичне сподівання випадкового приросту  $\tilde{w}_{1,t}$ , може бути обчислене як:

$$E[\tilde{w}_{1,t}] = m_{1,t} = tm, \quad (2.8)$$

другий початковий момент має вигляд

$$\begin{aligned} E[\tilde{w}_{1,t}^2] &= E\left[\sum_{i=1}^t \tilde{w}_i\right]^2 = E\left[\sum_{i,j=1}^t \tilde{w}_i \tilde{w}_j\right] = \sum_{i,j=1}^t E[\tilde{w}_i]E[\tilde{w}_j] = \\ &= \sum_{i,j=1}^t j m_j i m_i = \sum_{i,j=1}^t \frac{(t+1)t}{2} m^2 = C_t^2 m^2, \end{aligned} \quad (2.9)$$

а дисперсія:

$$V[\tilde{w}_{1,t}] = s_{1,t}^2 = ts^2. \quad (2.10)$$

Для прогнозу величини індексу на момент  $t$  при відомому  $x_0$  використовується  $E[\tilde{w}_{1,t}]$ :

$$x_t = x_0 + E[\tilde{w}_{1,t}] = x_0 + m_{1,t} = x_0 + tm. \quad (2.11)$$

Точність такого прогнозу оцінюється з допомогою стандартного відхилення

$$s_t = \sqrt{V[\tilde{x}_t]} = \sqrt{V[x_0 + V_{1,t}]} = \sqrt{V[\tilde{w}_{1,t}]} = s_{1,t} = s\sqrt{t}. \quad (2.12)$$

$s_t$  використовуємо для побудови довірчого інтервалу, в який можливі значення спостережуваного показника (у момент часу  $t$ ) потрапляють із заданою ймовірністю:

$$[x_t - \gamma s_t, x_t + \gamma s_t]. \quad (2.13)$$

Вибір коефіцієнта надійності  $\gamma$  забезпечує бажану імовірність попадання значень випадкової величини індексу  $\tilde{x}_t$  у вказаний інтервал.

На практиці в наведених вище формулах замінюємо математичне сподівання і дисперсію їх оцінками, які побудовані по серіях емпіричних значень досліджуваного фондового індексу.

Для нормально розподіленої випадкової величини  $\tilde{w}$  оцінка її математичного сподівання через вибіркове середнє, є конзистентною, незміщеною і ефективною, тому для оцінки параметра  $m$  використовуємо вибіркове середнє.

$$\bar{m} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k w_i, \quad (2.14)$$

де  $w_1, w_2, \dots, w_i, \dots, w_k$  емпіричні значення приростів індексу, а конзистентною і незміщеною оцінкою для параметра  $s^2$  є виправлена вибіркOVA дисперсія

$$\bar{s}^2 = \frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k [w_i - \bar{m}]^2, \quad (2.15)$$

якій має виправлене вибіркове стандартне відхилення

$$\bar{s} = \sqrt{\frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k [w_i - \bar{m}]^2}, \quad (2.16)$$

Підставивши в (2.11)–(2.12) оцінки параметрів  $m$  і  $s^2$ , ми одержуємо емпіричні формули як для прогнозу величини так і для фондового індексу на момент часу  $t$

$$x_t = x_0 + tm, \quad (2.17)$$

так і для його точності

$$\bar{s}_t = \sqrt{t} \cdot \bar{s}. \quad (2.18)$$

Скажемо декілька слів щодо змістовної інтерпретації параметрів дискретних стохастичних моделей. Оскільки  $m_t$  визначає очікувану зміну фондового індексу при переході від моменту часу  $t-1$  до моменту часу  $t$ , то при  $m_t > 0$  є перевага на відповідному етапі тенденцій до зростання об'єму індексу, а  $m_t < 0$  – зменшення. При  $m_t = 0$  істотних змін величини фондового індексу не очікується. Дисперсія  $s_t^2$  визначає ступінь невизначеності очікуваної величини фондового індексу і в цьому значенні служить оцінкою ризику фінансово-економічних операцій, що орієнтуються на очікувану величину індексу.

Використовуючи АСМ можна побудувати алгоритм процедури прогнозування очікуваних значень показника фондового ринку. Алгоритм складається з таких кроків.

1. Визначення величини  $k$  – об'єму базової вибірки, по якій надалі здійснюється розрахунок вибіркового середнього ( $\bar{m}$ ) і вибіркового стандартного відхилення ( $\bar{s}$ ). Зауважимо, що  $k$  обмежене зверху фактичною довжиною ряду даних, який ми маємо до моменту  $t_0$ . Фактично вибором  $k$  задається ступінь обліку тенденцій, що мали місце раніше і, як очікується, зберігаються в майбутньому.

2. Розрахунок серії з  $k$  приростів:  $w_i = x_{t_0-k+i-1} - x_{t_0-k+i}$ ,  $\forall i = 1, \dots, k$ .

3. Розрахунок вибіркового середнього  $\bar{m}$ , яке є оцінкою математичного сподівання ( $m$ ) стохастичного приросту  $\tilde{w}$ :  $\bar{m} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k w_i$ .

4. Розрахунок виправленого стандартного відхилення  $\bar{s}$ :

$$\bar{s} = \sqrt{\frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k [w_i - \bar{m}]^2}.$$

5. Розрахунок прогнозних значень величини показника фондового ринку на моменти часу  $t_0 + 1, \dots, t_0 + n$ :  $x_t = x_0 + tm, t = 1:n$ .

6. Розрахунок оцінки стандартного відхилення випадкової величини  $\tilde{x}_t$ :

$$\bar{s}_t = \sqrt{t} \cdot \bar{s}, t = 1:n.$$

7. Побудова нижньої ( $x_t - \gamma s_t$ ) і верхньої ( $x_t + \gamma s_t$ ) інтервальних оцінок можливих відхилень фактичних значень індексу від тих, що передбачаються (із заданою імовірністю, що відповідає надійності  $\gamma$ ).



Від АСМ перейдемо до опису мультиплікативних стохастичних моделей (МСМ) [84].

Нехай в початковий момент дискретного часу  $t, 0 \leq t \leq T$ , є кількість  $x_0 > 0$  деякого показника фондового ринку. При переході від етапу  $t-1$  до етапу  $t$  відбувається зміна об'єму досліджуваного фондового індексу від величини  $x_{t-1} > 0$  до величини  $x_t > 0$ . Процес переходу має вигляд

$$x_t = w_t x_{t-1}, \quad (2.19)$$

де  $w_t > 0$  – коефіцієнт переходу від етапу  $t-1$  до етапу  $t$ , ( $t \in 1:T$ ). Із (2.19) випливає

$$x_t = x_0 \prod_{i=1}^t w_i. \quad (2.20)$$

Цю формулу можна інтерпретувати як мультиплікативну модель динаміки показника фондового ринку на дискретному відрізку часу  $[0, t]$ . Зокрема, коли всі коефіцієнти переходів однакові  $\forall i = 1:t, w_i = w > 0$ , (2.20) набуває вигляду

$$x_t = x_0 w^t = x_0 e^{t \ln w}, \quad (2.21)$$

що означає експоненціальну залежність величини фондового індексу від часу, якщо спостережувані значення  $w_1, \dots, w_t$  коефіцієнти переходу інтерпретувати як реалізації відповідних випадкових величин  $\tilde{w}_1, \dots, \tilde{w}_t$ , то (2.20) визначає МСМ динаміки індексу на дискретному відрізку часу  $[0, t]$ :

$$\tilde{x}_t = x_0 \cdot \prod_{i=1}^t \tilde{w}_i, \quad (2.22)$$

де  $\tilde{x}_t$  — випадкове значення величини індексу у момент часу  $t$ .

Нехай всі випадкові коефіцієнти переходу незалежні і кожний з них має логарифмічно нормальний розподіл

$$\forall t \in 1:T \quad \tilde{w}_t \in Ln(\mu_t, \sigma_t^2), \quad (2.23)$$

де  $\mu_t, \sigma_t^2$  – параметри логарифмічно нормально розподіленої випадкової величини  $\tilde{w}_t$ . Тобто ми припускаємо, що  $\ln \tilde{w}_t$ , випадкової величини  $\tilde{w}_t$ , має нормальний розподіл з математичним сподіванням  $E[\ln \tilde{w}_t] = \mu$  і дисперсією  $V[\ln \tilde{w}_t] = \sigma_t^2$ , ( $\ln \tilde{w}_t \in N(\mu, \sigma_t^2)$ ). Як відомо щільність розподілу випадкової величини  $\tilde{w}_t$  має вигляд,

$$f(w; \tilde{w}_t) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi\alpha\sigma_t}} e^{-\frac{(\ln w - \mu_t)^2}{2\sigma_t^2}}, & w > 0, \\ 0 & , w \leq 0. \end{cases} \quad (2.24)$$

Знайдемо її математичне сподівання, оскільки

$$E[\tilde{w}_t] = \int_0^{+\infty} w f(w; \tilde{w}_t) dw = \left(\sqrt{2\pi\sigma_t}\right)^{-1} \int_0^{+\infty} e^{-(\ln w - \mu_t)^2 / 2\sigma_t^2} dw. \text{ Зробивши заміну змінної } (\ln w - \mu_t) / \sigma_t = \alpha \text{ де } w = e^{\mu_t + \alpha\sigma_t}, dw = \sigma_t e^{\mu_t + \alpha\sigma_t} d\alpha, w \in [0, +\infty), \alpha \in (-\infty, +\infty), \text{ одержимо}$$

$$\begin{aligned} E[\tilde{w}_t] &= \left(\sqrt{2\pi\sigma_t}\right)^{-1} \int_0^{+\infty} \sigma_t e^{\alpha\sigma_t + \mu_t - \alpha^2 / 2} d\alpha = e^{\mu_t} (2\pi)^{-1/2} \int_0^{+\infty} e^{\frac{1}{2}(\alpha^2 - 2\alpha\sigma_t + \sigma_t^2)} d\alpha = \\ &= e^{\mu_t + \sigma_t^2 / 2} (2\pi)^{-1/2} \int_0^{+\infty} e^{-(\alpha - \sigma_t)^2 / 2} d\alpha = e^{\mu_t + \sigma_t^2 / 2} \end{aligned} \quad (2.25)$$

Другий початковий момент, зробивши заміну змінної, як при обчисленні математичного сподівання, одержимо

$$E[\tilde{w}_t^2] = \int_0^{+\infty} w^2 f(w; \tilde{w}_t) dw = e^{2(\mu_t + \sigma_t^2)} (2\pi)^{-1/2} \int_0^{+\infty} e^{-(\alpha - 2\sigma_t)^2} d\alpha = e^{2\mu_t + 2\sigma_t^2}. \quad (2.26)$$

Обчислюючи  $E[\tilde{w}_t]$  і  $E[\tilde{w}_t^2]$ , ми використали інтеграл Пуассона–

$$\text{Ейлера } (2\pi)^{-1/2} \int_0^{+\infty} e^{-\alpha^2 / 2} d\alpha = 1.$$

Дисперсія  $s_t^2$  дорівнює  $s_t^2 = V[\tilde{w}_t^2] = E[\tilde{w}_t^2] - E[\tilde{w}_t]^2$ , тому із (2.25) і (2.26)

$$s_t^2 = e^{2\mu_t + 2\sigma_t^2} - e^{2\mu_t + \sigma_t^2}. \quad (2.27)$$

МСМ (2.22) зв'язує  $x_0$  з  $\tilde{x}_t$  співвідношенням

$$\tilde{x}_t = \tilde{w}_{1,t} x_0, \quad (2.28)$$

де

$$w_{1,t} = \prod_{i=1}^t \tilde{w}_i. \quad (2.29)$$

Отже коефіцієнт  $w_{1,t}$ , як добуток незалежних  $\tilde{w}_i$ , також має логарифмічно нормальний розподіл:

$$\tilde{w}_{1,t} \in Ln(\mu_{1,t}, \sigma_{1,t}^2), \quad (2.30)$$

при чому щільність розподілу  $f(w; \tilde{w}_{1,t}) = \prod_{j=1}^t f(w; \tilde{w}_j)$  тому

$$\mu_{1,t} = \sum_{i=1}^t \mu_i. \quad (2.31)$$

$$\sigma_{1,t}^2 = \sum_{i=1}^t \sigma_i^2. \quad (2.32)$$

Параметри випадкової величини  $\tilde{w}_{1,t}$  виражаються через  $\mu_i$  і  $\sigma_i^2$ .

Дійсно, як відомо, для незалежних  $\tilde{w}_1, \dots, \tilde{w}_t$   $E\left(\prod_{i=1}^t \tilde{w}_i\right) = \prod_{i=1}^t E(\tilde{w}_i)$ , тому математичне сподівання буде мати вигляд

$$m_{1,t} = E[\tilde{w}_{1,t}] = \prod_{i=1}^t e^{\mu_i + \sigma_i^2/2} = e^{\sum_{i=1}^t \mu_i + \frac{\sum_{i=1}^t \sigma_i^2}{2}}, \quad (2.33)$$

другий початковий момент:

$$E[\tilde{w}_{1,t}^2] = \prod_{i=1}^t e^{2\mu_i + 2\sigma_i^2} = e^{2\left(\sum_{i=1}^t \mu_i + \sum_{i=1}^t \sigma_i^2\right)}, \quad (2.34)$$

а дисперсія:

$$s_{1,t}^2 = \prod_{i=1}^t \left[ e^{(\mu_i + 2\sigma_i^2)} - e^{(2\mu_i + \sigma_i^2)} \right] = e^{2\left(\sum_{i=1}^t \mu_i + \sum_{i=1}^t \sigma_i^2\right)} - e^{2\sum_{i=1}^t \mu_i + \sum_{i=1}^t \sigma_i^2}. \quad (2.35)$$

Оскільки для  $\tilde{x}_t$  – справджується формула (2.28), то для її прогнозу  $\tilde{x}_t$  будемо використовувати відповідне математичне сподівання:

$$\bar{x}_t = E[\tilde{x}_t] = x_0 E[\tilde{w}_{1,t}] = x_0 m_{1,t}. \quad (2.36)$$

Точність такого прогнозу оцінюється за допомогою стандартного відхилення

$$s_t = \sqrt{V[\tilde{x}_t]} = x_0 \sqrt{V[\tilde{w}_{1,t}]} = x_0 \cdot s_{1,t}. \quad (2.37)$$

Якщо всі незалежні випадкові величини  $\tilde{w}_i$  ( $i=1:t$ ) мають один і той же логарифмічно нормальний розподіл з параметрами  $\mu, \sigma^2$  ( $\tilde{w}_i \in Ln(\mu, \sigma^2)$ ), то з формул (2.33)–(2.35) випливають прості явні вирази як для прогнозного значення величини фондового індексу на момент часу  $t$

$$x_t = x_0 e^{t\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right)}, \quad (2.38)$$

так і для його стандартного відхилення

$$s_t = x_0 e^{2t\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right)} \left(e^{t\sigma^2} - 1\right)^{\frac{1}{2}}. \quad (2.39)$$

Значення  $s_t$  використовуватимемо при побудові довірчого інтервалу

$$\left[\bar{x}_t - \gamma s_t, \bar{x}_t + \gamma s_t\right], \quad (2.40)$$

у який можливі значення спостережуваного фондового індексу (у момент часу  $t$ ) потрапляють із заданою імовірністю. Коефіцієнт надійності  $\gamma > 0$  вибиратимемо так, щоб забезпечити необхідну імовірність попадання значень випадкової величини індексу  $\tilde{x}_t$  у інтервал (2.40).

З визначення МСМ маємо, що ряд значень  $\ln w_i, i = 1:k$ , можна розглядати як просту випадкову вибірку об'єму  $k$  з генеральної сукупності, що має нормальний розподіл з математичним сподіванням  $\mu$  і дисперсією  $\sigma^2$ . Тому конзистентною, незміщеною і ефективною оцінкою для параметра  $\mu$  є вибіркове середнє арифметичне

$$\bar{\mu} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \ln w_i, \quad (2.41)$$

а конзистентною і незміщеною оцінкою для параметра  $\sigma^2$  – виправлена вибіркова дисперсія

$$\bar{\sigma}^2 = \frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k [\ln w_i - \bar{\mu}]^2. \quad (2.42)$$

Підставивши у (2.38), (2.39) замість параметрів  $\mu, \sigma^2$  їх оцінки  $\bar{\mu}, \bar{\sigma}^2$ , одержимо шукані емпіричні формули для прогнозної величини фондового індексу на момент часу  $t = n$

$$\bar{x}_n = x_0 e^{n\left(\bar{\mu} + \frac{\bar{\sigma}^2}{2}\right)}, \quad (2.43)$$

і для точності цього прогнозу:

$$\bar{s}_t = x_0 e^{t(2\bar{\mu} + \bar{\sigma}^2)} \left(e^{t\bar{\sigma}^2} - 1\right)^{\frac{1}{2}}. \quad (2.44)$$

На базі МСМ будуватимемо алгоритм прогнозування очікуваних значень фінансового індексу, що здійснюється з моменту часу  $t_0$  на  $n$  майбутніх періодів.

1. Визначення величини  $k$  – об'єму базової вибірки, по якій надалі здійснюється розрахунок вибіркового середнього ( $\bar{\mu}$ ) і вибіркової дисперсії  $\bar{\sigma}^2$ . За допомогою вибору  $k$  задається ступінь обліку минулих тенденцій що

переносяться на майбутнє.

2. Розрахунок по вибірці з  $k$  спостережуваних значень величини індексу  $x_{t_0-k+i-1}, x_{t_0-k+i}, \dots, x_{t_0}$  коефіцієнтів переходу:  $w_i = \frac{x_{t_0-k+i-1}}{x_{t_0-k+i}}, i = 1:k$

3. Розрахунок вибіркового середнього (вибіркового математичного сподівання)  $\bar{\mu}$   $\bar{\mu} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \ln w_i,$

4. Розрахунок вибіркової дисперсії  $\bar{\sigma}^2$   $\bar{\sigma}^2 = \frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k [\ln w_i - \bar{\mu}]^2.$

5. Розрахунок прогнозних значень величини показника фондового ринку на моменти часу  $t_0 + 1, \dots, t_0 + n$ :  $\bar{x}_n = x_0 e^{\left(\bar{\mu} + \frac{\bar{\sigma}^2}{2}\right)t}, t = 1:n.$  де  $x_0$  об'єм індексу у момент часу  $t_0$

6. Розрахунок оцінки стандартного відхилення випадкової величини  $\tilde{x}_t$ :  $s_t = x_0 e^{2t\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right)} \left(e^{t\sigma^2} - 1\right)^{\frac{1}{2}}, t = 1:n.$

7. Побудова нижньої  $(\bar{x}_t - \gamma \cdot s_t)$  і верхньої  $(\bar{x}_t + \gamma \cdot s_t)$  інтервальних оцінок можливих відхилень фактичних значень індексу від тих, що прогножуються (із заданою імовірністю, яка визначається параметром  $\gamma$ ).

Мультиплікативні і адитивні моделі мають таку перевагу на іншими як універсальність, вони як правило застосовуються до широкого кола показників фондового ринку в різномасштабних часових інтервалах.

Гіпотеза про логарифмічно нормальний розподіл коефіцієнтів переходу забезпечує зручність і простоту мультиплікативних перетворень, що не поширюються на операції адитивного характеру.

Найраціональнішим є такий підхід до розв'язання протиріччя. Враховуючи те, що сума незалежних випадкових величин розподілена за нормальним законом, на практиці можна вважати, що розподіл коефіцієнтів переходу для сумарного показника фондового ринку може бути апроксимований логарифмічно нормальним, особливо, при близькості значень їх параметрів.

Серйозна проблема, що виникає в ході практичної реалізації МСМ-методики прогнозування, пов'язана з тим, що нерідко інтервальні оцінки очікуваних відхилень між фактичними і прогнозними значеннями виходять

дуже широкими. Більш того, величина  $\bar{s}_n$ , що визначає дані оцінки, як правило, дуже швидко зростає із збільшенням числа даних періодів. Це, зрозуміло, значною мірою знижує цінність одержаних результатів.

Маючи загальний вигляд залежності оцінки стандартного відхилення  $\bar{s}_n$  від  $n$ , можна прослідкувати з якого періоду відбувається якісне збільшення швидкості “розширення” меж довірчого інтервалу. Зокрема коли графік  $\bar{s}_n(n)$  має в точці  $n^*$  перегин і  $\bar{s}_n''(n)$  міняє знак з  $-$  на  $+$  при проходженні через  $n^*$ , то для  $n > n^*$  відбувається зростання швидкості “розширення” меж довірчого інтервалу. Розглянемо ці випадки. Знайдемо  $\bar{s}_n'(n)$ ,  $\bar{s}_n''(n)$ :

$$\bar{s}_n = x_0 e^{\frac{n}{2} \left( 2\bar{\mu} + \frac{\bar{\sigma}^2}{2} \right)} \left( e^{n\bar{\sigma}^2} - 1 \right)^{\frac{1}{2}}, \quad \bar{s}_n'(n) = \frac{x_0}{2} e^{\frac{n}{2} \left( 2\bar{\mu} + \frac{\bar{\sigma}^2}{2} \right)} \left( e^{n\bar{\sigma}^2} - 1 \right)^{-\frac{1}{2}} \left[ 2(\bar{\mu} + \bar{\sigma}^2) e^{n\bar{\sigma}^2} - (2\bar{\mu} + \bar{\sigma}^2) \right],$$

$$\bar{s}_n''(n) = \frac{x_0}{2} e^{\frac{n}{2} \left( 2\bar{\mu} + \frac{\bar{\sigma}^2}{2} \right)} \left( e^{n\bar{\sigma}^2} - 1 \right)^{-\frac{3}{2}} \left( 2(\bar{\mu} + \bar{\sigma}^2) \right)^2 e^{2n\bar{\sigma}^2} - [4\bar{\mu}^2 + 6\bar{\mu}\bar{\sigma}^2 + 3\bar{\sigma}^4] \times \\ \times e^{n\bar{\sigma}^2} - (2\bar{\mu} + \bar{\sigma}^2)^2 / 2 = 0. \quad \text{Якщо}$$

$$(\bar{s}_n)'' = 0 \tag{2.45}$$

$$\text{то} \quad 2(\bar{\mu} + \bar{\sigma}^2)^2 e^{2n\bar{\sigma}^2} - [4\bar{\mu}^2 + 6\bar{\mu}\bar{\sigma}^2 + 3\bar{\sigma}^4] e^{n\bar{\sigma}^2} + \frac{(2\bar{\mu} + \bar{\sigma}^2)^2}{2} = 0.$$

Нехай  $\bar{\mu} + \bar{\sigma}^2 \neq 0$ , позначимо  $e^{n\bar{\sigma}^2} = z$ ,  $\vartheta = \frac{2\bar{\mu} + \bar{\sigma}^2}{2(\bar{\mu} + \bar{\sigma}^2)}$ , одержимо рівняння

$$z^2 - 2[1 - \vartheta + \vartheta^2]z + \vartheta^2 = 0,$$

$$z_{1,2} = 1 - \vartheta + \vartheta^2 \pm \sqrt{(1 - \vartheta + \vartheta^2)^2 - \vartheta^2} = 1 - \vartheta + \vartheta^2 \pm \sqrt{(1 - \vartheta)^2 (1 + \vartheta^2)}.$$

Якщо  $1 - \vartheta = \frac{\bar{\sigma}^2}{2(\bar{\mu} + \bar{\sigma}^2)} > 0$ , тоді  $\bar{\mu} + \bar{\sigma}^2 > 0$ , корені  $z_1, z_2$  мають вигляд

$$z_{1,2} = (1 - \vartheta) \left( 1 \pm \sqrt{1 + \vartheta^2} \right) + \vartheta^2.$$

Оскільки  $z_1, z_2$  додатні, то  $n_1^* = \frac{\ln \left( (1 - \vartheta) \left( 1 - \sqrt{1 + \vartheta^2} \right) + \vartheta^2 \right)}{\bar{\sigma}^2}$  і

$n_2^* = \frac{\ln \left( (1 - \vartheta) \left( 1 + \sqrt{1 + \vartheta^2} \right) + \vartheta^2 \right)}{\bar{\sigma}^2}$ . Функція  $s_n(n)$  має перегин в точках  $n_1^*$  і

$n_2^*$ , але при проходженні через  $n_2^*$   $s_n''(n)$  міняє знак з – на +, тому при  $n > n_2^*$  є стрімке зростання швидкості зміни меж довірчого інтервалу.

У випадку  $\vartheta - 1 > 0$ , то  $\bar{\mu} + \bar{\sigma}^2 < 0$  маємо  $z_{1,2} = (\vartheta - 1)(-1 \pm \sqrt{1 + \vartheta^2}) + \vartheta^2$ ,

теж  $z_1, z_2$  додатні звідси  $n_1^* = \frac{\ln\left((\vartheta - 1)(-1 - \sqrt{1 + \vartheta^2}) + \vartheta^2\right)}{\bar{\sigma}^2}$ ,

$n_2^* = \frac{\ln\left((\vartheta - 1)(-1 + \sqrt{1 + \vartheta^2}) + \vartheta^2\right)}{\bar{\sigma}^2}$ ,  $\bar{s}_n(n)$  має перегин в точках  $n_1^*$ ,  $n_2^*$ , але  $\bar{s}_n''(n)$  міняє знак з – на + при проходженні через  $n_2^*$  є зростання швидкості “розширення” меж довірчого інтервалу.

У випадку  $\bar{\mu} + \bar{\sigma}^2 = 0$  і  $\bar{\sigma}^2 \neq 0$ , то  $\bar{s}_n''(n) < 0$ , розширення меж довірчого інтервалу немає.

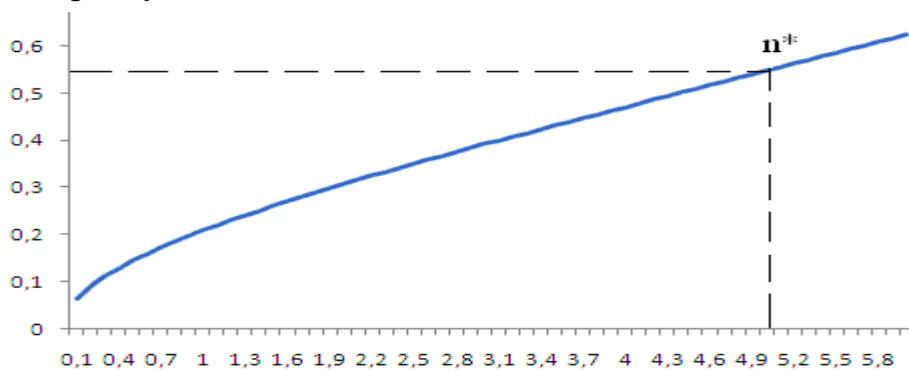


Рис. 2.5. Приклад графіка для  $\bar{s}_n$

Недоліком описаного способу визначення  $n^*$  є те, що формула (2.45) лише “відсікає” явно безглузді інтервальні оцінки, але не дає ніяких гарантій щодо тих оцінок, які виходять при  $n \leq n^*$ .

Можна використати і альтернативний підхід до побудови оцінок допустимого горизонту для МСМ-прогнозів. Відправною точкою для нього є апріорне задання рівня  $\gamma$ , який не повинна перевищувати величину відношення між вибіркоvim стандартним відхиленням, що визначає ширину довірчого інтервалу, і значенням самого прогнозу:

$$\frac{\bar{s}_n}{\bar{x}_n} \leq \gamma. \quad (2.46)$$

Оскільки ліва частина умови (2.46) вибіркоvim коефіцієнтом варіації випадкової величини показника фондового ринку, то для даної моделі після постановки виразів для  $\bar{s}_n$  і  $\bar{x}_n$  з (2.43), (2.44) в (2.46), одержуємо

$$\frac{\bar{s}_n}{\bar{x}_n} = \frac{x_0 e^{\frac{n(\bar{\mu} + \frac{\bar{\sigma}^2}{2})}{2}} (e^{n\bar{\sigma}^2} - 1)^{\frac{1}{2}}}{x_0 e^{n(\frac{\bar{\mu} + \bar{\sigma}^2}{2})}} = \frac{x_0 e^{n(\frac{\bar{\mu} + \bar{\sigma}^2}{2})} (e^{n\bar{\sigma}^2} - 1)^{\frac{1}{2}}}{x_0 e^{n(\frac{\bar{\mu} + \bar{\sigma}^2}{2})}} = (e^{n\bar{\sigma}^2} - 1)^{\frac{1}{2}}. \quad (2.47)$$

Формула (2.47) відображає таку фундаментальну властивість випадкових величин з логарифмічно нормальним розподілом, як незалежність коефіцієнта варіації від математичного сподівання (залежність тільки від дисперсії).

З (2.47) одержимо явний вираз оцінки горизонту прогнозування. Оскільки  $\frac{\bar{s}_n}{\bar{x}_n} \leq \gamma$ ,  $\gamma^2 \geq e^{n\bar{\sigma}^2} - 1$ ,  $\ln(1 + \gamma^2) \geq n\bar{\sigma}^2$ , то

$$n^* \leq \frac{\ln(1 + \gamma^2)}{\bar{\sigma}^2}. \quad (2.48)$$

З урахуванням того, що при достатньо малих  $\gamma$  за формулою Тейлора  $\ln(1 + \gamma^2) \approx \gamma^2$ , умова (2.48) може бути наближена до умови:

$$n^* \leq \frac{\gamma^2}{\bar{\sigma}^2}. \quad (2.49)$$

Основний недолік даного способу побудови оцінки  $n^*$  полягає у тому, що обмеження на ширину довірчого інтервалу, що задається щодо абсолютної величини прогнозу ( $\bar{s}_n \leq \gamma \cdot \bar{x}_n$ ), може бути неприйнятним для ряду конкретних фінансових ресурсів: при великих  $\bar{x}_n$  коридор може виявитися дуже широким, а при малих – навпаки, прямувати до нуля (стискуватися).

Оскільки як перший, так і другий спосіб побудови оцінки допустимого горизонту прогнозування для МСМ-методики можуть мати недоліки, тому найкраще використати підхід, що передбачає їх комплексне застосування.

Надзвичайно важливу роль, в дискретних стохастичних моделях відіграють гіпотези про розподіл приростів і коефіцієнтів переходу. На них побудовані залежності, що мають безпосереднє практичне застосування в процедурах прогнозування.

Припущення про те, що протягом деякого проміжку значення  $w_t$  можна інтерпретувати як реалізації деякої нормально розподіленої випадкової величини  $N(m, s^2)$  (відповідно, логарифмічно нормальної у разі МСМ), не є чимось неприродним, але при дослідженні наступних проміжків часу, параметри розподілу  $(m, s)$  можуть змінитися, що може дати принципові розбіжності між фактичними значеннями фондового індексу і прогнозами.



Тут розроблені методи визначення моменту зміни факторів, що впливають на динаміку індексу (“момент розладу”). Для АСМ таким є момент зміни значень параметрів  $m$  і  $s^2$ , а для МСМ — момент зміни  $\mu$  і  $\sigma^2$ . Розв’язати таку проблему можна за допомогою моніторингу значень математичного сподівання і дисперсії випадкових приростів і коефіцієнтів переходу. [87;88]

Опишемо процес зміни параметрів випадкових приростів в для АСМ. Репрезентуємо його як перехід від ряду значень  $w_1, \dots, w_{n_1}$ , що є  $n_1$ -кратною реалізацією нормальної випадкової величини  $\tilde{w}_1 \in N(m_1, s_1^2)$ , до ряду значень  $w_{n_1+1}, \dots, w_{n_1+n_2}$ , що є  $n_2$ -кратною реалізацією нормальної випадкової величини  $\tilde{w}_2 \in N(m_2, s_2^2)$ .

Моніторинг стохастичної динаміки показника фондового ринку ґрунтується на своєчасному виявленні факту і моменту зміни параметрів  $m_i$  та  $s_i^2$ . Тому у процедурі моніторингу найважливішою є швидкість виявлення змін. Запропонуємо методику, яка базується на методах дослідження нормально розподілених вибірок описаних багатьма авторами, зокрема виділимо В.Е. Гмурмана [90] і К. Д. Гренджера [91]. При розробці методики використовуються критерій Стюдента та критерій Фішера-Снедекора, застосовані до еталонної вибірки та відповідно послідовно вибраних тестових вибірок, для яких обчислені середнє і дисперсія співпадають з ковзними середніми і ковзними дисперсіями.

Дійсно, нехай ми маємо дві вибірки емпіричних значень приростів, що репрезентують нормально розподілені випадкові величини  $\tilde{w}_1$  і  $\tilde{w}_2$ . Розглянемо перевірку гіпотези про рівність дисперсій:

$$H_0 : s_1^2 = s_2^2, \quad H_1 : s_1^2 > s_2^2 \left( s_2^2 < s_1^2 \right).$$

Для розв’язання цієї задачі застосовуємо  $F$  – критерій Фішера-Снедекора. Він передбачає порівняння розрахованої за емпіричними даними статистики

$$F_{\tilde{w}} = \frac{\overline{s}_a^2}{\overline{s}_i^2}, \quad (2.50)$$

(де  $\overline{s}_a^2$  – більша виправлена дисперсія,  $\overline{s}_i^2$  – менша виправлена дисперсія) з критичним значенням розподілу Фішера-Снедекора  $F_{крит}$ , який відповідає

рівню значущості (довіри до гіпотези, що перевіряється)  $\beta$  і  $\nu_1 = \nu_2 = k - 1$  ступеням свободи. В тому випадку, якщо виконується співвідношення  $F_{\bar{m}} < F_{\hat{\sigma}^2}$  – немає підстави для відхилення  $H_0$ , якщо  $F_{\bar{m}} > F_{\hat{\sigma}^2}$ , – нульову гіпотезу відкидають. Отже початкова гіпотеза  $H_0 : s_1^2 = s_2^2$  приймається, якщо  $\frac{\bar{s}_i^2}{s_a^2} < \frac{\bar{s}_a^2}{s_i^2} < F_{\hat{\sigma}^2}$ , тому відношення дисперсій  $\frac{\bar{s}_1^2}{s_2^2}$  і  $\frac{\bar{s}_2^2}{s_1^2}$  містяться в інтервалі  $(1/(F_{\hat{\sigma}^2}(\beta, \nu_1, \nu_2)); F_{\hat{\sigma}^2}(\beta, \nu_1, \nu_2))$ . Нехай  $F = \frac{\bar{s}_2^2}{s_1^2}$ , то

$$1/(F_{\hat{\sigma}^2}(\beta, \nu_1, \nu_2)) < F < F_{\hat{\sigma}^2}(\beta, \nu_1, \nu_2).$$

Використовуючи  $T$ –критерій (критерій Стьюдента) проведемо перевірку гіпотези  $H_0$  про рівність математичних сподівань даних випадкових величин:

$$H_0 : m_1 = m_2.$$

Обчислимо  $T$  дріб

$$T(n_1, n_2) = \frac{\bar{m}(n_1, n_2) - \bar{m}(n_1 + n_2, n_2)}{\bar{s} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}, \quad (2.51)$$

де

$$\bar{s}^2 = \frac{(n_1 - 1) \cdot \bar{s}^2(n_1, n_2) + (n_2 - 1) \cdot \bar{s}^2(n_1 + n_2, n_2)}{n_1 + n_2 - 2}, \quad (2.52)$$

при цьому

$$\bar{m}(i, k) = \frac{1}{k} \sum_{t=i-k+1}^i w_t, \quad (2.53)$$

ковзне середнє  $k$ –го порядку, тобто ковзне середнє, обчислене у момент часу  $i$  по базовій вибірці приростів, які відносяться до попередніх  $k$  моментів  $w_{i-k+1}, w_{i-k+2}, \dots, w_{i-1}, w_i$ :

$$\bar{s}^2(i, k) = \frac{1}{k-1} \sum_{t=i-k+1}^i [w_t - \bar{m}(i, k)]^2, \quad (2.54)$$

ковзна виправлена дисперсія  $k$ –го порядку, яка обчислюється на основі аналогічної вибірки приростів.

Методика перевірки гіпотез про рівність середніх  $m$  при рівності дисперсій за допомогою критерію Стьюдента ґрунтується на порівнянні значення  $T$ –статистики, що розраховується за формулою (2.51), з критичним значенням  $T$ –розподілу Стьюдента  $T_{\text{крит}}(\beta, \nu)$ , яке визначається для деякого

початкового фіксованого рівня довіри  $\beta \in (0,1)$  до початкової гіпотези  $H_0: m_1 = m_2$  і  $\nu = n_1 + n_2 - 2$  ступенів свободи. Нульова гіпотеза  $H_0$ , що перевіряється, приймається, якщо  $|T(n_1, n_2)| < T_{\varepsilon\delta\delta\delta}(\beta, \nu)$ , і відхиляється на користь альтернатив  $H: m_1 > m_2$  або  $H': m_1 < m_2$  (залежно від знаку величини  $T(n_1, n_2)$ ), якщо  $|T(n_1, n_2)| > T_{\varepsilon\delta\delta\delta}(\beta, \nu)$ .

Зауважимо, що перевіряти гіпотезу на рівність математичних сподівань, коли дисперсії істотно відрізняються, можна за критерієм Стюдента, але  $T_{\varepsilon\delta\delta\delta}$  обчислюються при такому числі ступенів свободи [83]:

$$\nu = (n_1 + n_2 - 2) \left( \frac{1}{2} + \frac{s_1^2 s_2^2}{s_1^4 + s_2^4} \right),$$

зокрема, при  $n_1 = n_2 = k$ ,  $\nu$  може набирати значень  $k-1, \dots, 2(k-1)$  в залежності від величини  $s_1^2, s_2^2$ .

Процедура встановлення статистично значущих змін параметра  $m$  взята за основу методики моніторингу середнього та дисперсії фондового індексу. Алгоритм моніторингу середнього і вибіркової дисперсії фондового індексу:

Початковий етап. Визначаємо:

- $k$  – обсяг (число елементів) в базовій і поточній вибірках;
- $\beta$  – рівень значущості, при якому здійснюється статистична перевірка гіпотези про збіг середніх для базової і поточної вибірок;
- $F_{\text{крит}}(\beta, \nu_1, \nu_2)$  – критичне значення  $F$  – критерію Фішера-Снедекора для рівня значущості  $\beta$  і  $\nu_1 = \nu_2 = k - 1$  ступенів свободи;
- $T_{\text{крит}}(\beta, \nu)$  – критичне значення  $T$  – критерію Стюдента для рівня значущості  $\beta$  і  $\nu = 2(k - 1)$  ступенів свободи;

Фіксуємо початковий базовий момент  $t_0$ , з якого починається процедура моніторингу середнього та дисперсії.

Стандартна ітерація.

1. Виділення “еталонної” вибірки:  $W_{t_0-k+1}, W_{t_0-k+2}, \dots, W_{t_0}$ .
2. Обчислення по сформованій в пункті 1 вибірці вибіркового середнього  $\bar{m}(t_0, k)$  і виправленої вибіркової дисперсії  $\bar{s}^2(t_0, k)$ .
3. Внутрішній цикл процедури моніторингу виконується, починаючи з моменту часу  $t = t_0 + 1$  до виявлення “моменту розладу”.

3.1. Щодо поточного моменту  $t$  формується “тестова” вибірка:

$$w_{t-k+1}, w_{t-k+2}, \dots, w_t.$$

3.2. Обчислення по сформованій в пункті 3.1 тестовій вибірці вибіркового середнього  $\bar{m}(t, k)$  і виправленої вибіркової дисперсії  $\bar{s}^2(t, k)$ .

3.3. Порівняння виправлених дисперсій  $\bar{s}^2(t, k)$ ,  $\bar{s}^2(t_0, k)$ :

$$\text{а) } \bar{s}^2(t, k) \neq \bar{s}^2(t_0, k), \text{ б) } \bar{s}^2(t, k) = \bar{s}^2(t_0, k)$$

3.4. У випадку а) обчислення ковзного дробу Фішера-Снедекора ( $F$ -дробу):

$$F(t, t_0, k) = \frac{\bar{s}^2(t, k)}{\bar{s}^2(t_0, k)}.$$

3.5. Порівняння значень  $F(t, t_0, k)$  і  $F_{\epsilon\delta\epsilon\delta}(\beta, \nu_1, \nu_2)$ , що приводить до одного з наведених випадків:

3.5.1.  $1/F_{\epsilon\delta\epsilon\delta}(\beta, \nu_1, \nu_2) < F(t, t_0, k) < F_{\epsilon\delta\epsilon\delta}(\beta, \nu_1, \nu_2)$  – приймається гіпотеза про рівність дисперсій для еталонної і тестової вибірок, тобто можна вважати, що даний параметр випадкового приросту величини даного ресурсу залишився незмінним, дисперсії неістотно відрізняються. Переходимо до пункту 3.6.

3.5.2.  $F(t, t_0, k) < 1/F_{\epsilon\delta\epsilon\delta}(\beta, \nu_1, \nu_2)$  або  $F(t, t_0, k) > F_{\epsilon\delta\epsilon\delta}(\beta, \nu_1, \nu_2)$  гіпотеза про рівність дисперсій відкидається, отже є підстави вважати, що відбулися значні зміни в дисперсії приросту даного ресурсу (наступив момент розладу, раніше побудований прогноз втрачає об’єктивний характер). Переходимо до пункту 3.8.

3.6. Випадок б) при рівності дисперсій для еталонної і тестової вибірок обчислюємо ковзний дріб Стьюдента ( $T$ -дріб):

$$T(t, t_0, k) = \frac{\sqrt{k}(\bar{m}(t_0, k) - \bar{m}(t, k))}{\sqrt{\bar{s}^2(t_0, k) + \bar{s}^2(t, k)}}.$$

3.7. Порівняння значення  $|T(t, t_0, k)|$  з  $T_{\epsilon\delta\epsilon\delta}(\beta, \nu)$ , що приводить до одного з наведених випадків:

3.7.1.  $|T(t, t_0, k)| < T_{\epsilon\delta\epsilon\delta}(\beta, \nu)$  – приймається гіпотеза про рівність середніх для еталонної і тестової вибірок, тобто можна вважати, що даний параметр стохастичного приросту величини даного ресурсу залишився незмінним, підставляємо момент  $t := t + 1$ . Переходимо до пункту 3.2.

3.7.2.  $|T(t, t_0, k)| > T_{\epsilon\delta\epsilon\delta}(\beta, \nu)$  – гіпотеза про рівність середніх для еталонної і тестової вибірок відкидається, отже, є підстави вважати, що відбулися значні

зміни в математичному сподіванні приросту даного ресурсу (наступив момент розладу, раніше побудований прогноз втрачає об'єктивний характер). Переходимо до пункту 3.8.

3.8. Змінюємо базовий момент процедури ковзного моніторингу  $t_0 = t$ , надаємо значення черговому моменту  $t := t + 1$  і переходимо до пункту 1 (або ухвалюємо рішення про повне завершення моніторингу).

Зауважимо, що порівнювані вибірки, які задіяні в розрахунках  $T$ - і  $F$ -дробів повинні бути незалежні, отже на протязі часу  $[t_0, t_0 + k)$  неможливо одержати інформацію про можливі зміни або, навпаки, незмінність параметрів випадкових приростів. Довжина цієї “мертвої зони” визначається вибором  $k$ . Оскільки значення об'єму базової вибірки  $k$  значно менше тривалості повного періоду, для якого проводиться моніторинг, тому вважаємо, що впродовж інтервалу  $[t_0, t_0 + k)$  параметри не змінюються і діючий прогноз зберігає свою актуальність.

Щоразу після настання чергового моменту розладу, формуємо базовий момент еталонної вибірки  $t_0$ , вводимо в ньому певний зсув назад. Якщо  $t_0 \neq t$  але  $t_0 = t - [k/2]$ , то довжина інтервалу, де немає інформації про стан параметрів приростів, зменшиться в два рази.

Простота алгоритмів моніторингу середнього і дисперсії, при практичній реалізації дає можливість інтегрувати їх в єдиний алгоритм. При одночасному виконанні обох процедур моніторингу для завершення чергового внутрішнього циклу і переходу до чергового базового моменту  $t_0$  достатньо виходу за “критичні межі” одного із дробів: або  $T$ , або  $F$ .

Процедура моніторингу стохастичної динаміки приростів в АСМ може бути адаптована для випадку мультиплікативних стохастичних моделей (МСМ) [79]. Оскільки  $m$  і  $s^2$  для випадкового коефіцієнта переходу  $\tilde{w} \in Ln(\mu, \sigma^2)$  обчислені за формулами (2.25) і (2.27) то вони взаємно однозначно пов'язані з параметрами

$$\mu = E[\ln \tilde{w}] = 2 \ln m - \ln \sqrt{m^2 + s^2}, \quad (2.55)$$

$$\sigma^2 = V[\ln \tilde{w}] = \ln(m^2 + s^2) - 2 \ln m, \quad (2.56)$$

тобто  $\ln \tilde{w}$ , нормально розподілена випадкова величина  $\ln \tilde{w} \in N(\mu, \sigma^2)$ .

Моніторинг параметрів  $m, s^2$  може бути зведений до відстежування

математичного сподівання  $\mu$  і дисперсії  $\sigma^2$  нормальних випадкових величин, для яких розроблений обширний арсенал засобів статистичного дослідження.

На початковому етапі визначаються:

- $k$  – об’єм (число елементів) в базовій і поточній вибірках;
- $\beta$  – надійність, при якій проводиться статистична перевірка гіпотези про збіг середніх для базової і поточної вибірок;
- $T_{крит}(\beta, \nu)$  – критичне значення  $T$ -критерію Стьюдента для надійності  $\beta$  і  $\nu = 2(k-1)$  ступенів свободи;
- $F_{крит}(\beta, \nu_1, \nu_2)$  – критичне значення  $F$ -критерію Фішера-Снедекора для надійності  $\beta$  і  $\nu_1 = \nu_2 = k-1$  ступенів свободи;

Фіксуємо початковий базовий момент  $t_0$ , з якого починається процедура моніторингу.

Стандартна ітерація.

1. Виділення “еталонної” вибірки:  $w_{t_0-k+1}, w_{t_0-k+2}, \dots, w_{t_0}$  і розрахунок

$$\ln w_{t_0-k+1}, \ln w_{t_0-k+2}, \dots, \ln w_{t_0}.$$

2. Обчислення по сформованій в пункті 1 вибірці вибіркового середнього

$$\bar{\mu}(t_0, k) = \frac{1}{k} \sum_{j=t_0-k+1}^{t_0} \ln w_j,$$

і виправленої вибіркової дисперсії

$$\sigma^2(t_0, k) = \frac{1}{k-1} \sum_{j=t_0-k+1}^{t_0} [\ln w_j - \bar{\mu}(t_0, k)]^2.$$

3. Внутрішній цикл процедури моніторингу, виконується починаючи з моменту часу  $t = t_0 + k$  до виявлення “моменту розладу”.

- 3.1. Щодо поточного моменту  $t$  формується “тестова” вибірка:

$$w_{t-k+1}, w_{t-k+2}, \dots, w_t, \text{ і розраховується } \ln w_{t-k+1}, \ln w_{t-k+2}, \dots, \ln w_t.$$

- 3.2. Обчислення по сформованій в пункті 3.1 тестовій вибірці вибіркового

середнього  $\bar{\mu}(t, k) = \frac{1}{k} \sum_{j=t-k+1}^t \ln w_j$ , і виправленої вибіркової дисперсії

$$\sigma^2(t, k) = \frac{1}{k-1} \sum_{j=t-k+1}^t [\ln w_j - \bar{\mu}(t, k)]^2.$$

- 3.3. Порівняння  $\bar{\sigma}^2(t, k)$ ,  $\bar{\sigma}^2(t_0, k)$ :

а)  $\bar{\sigma}^2(t, k) \neq \bar{\sigma}^2(t_0, k)$ , б)  $\bar{\sigma}^2(t, k) = \bar{\sigma}^2(t_0, k)$

3.4. У випадку а) обчислення ковзного дробу Фішера-Снедекора ( $F$ -дробу):

$$F(t, t_0, k) = \frac{\bar{\sigma}^2(t, k)}{\bar{\sigma}^2(t_0, k)}.$$

3.5. Порівняння значень  $F(t, t_0, k)$  і  $F_{крит}(\beta, \nu_1, \nu_2)$ , що приводить до одного з наведених випадків:

3.5.1.  $1/F_{\epsilon\delta\epsilon\delta}(\beta, \nu_1, \nu_2) < F(t, t_0, k) < F_{\epsilon\delta\epsilon\delta}(\beta, \nu_1, \nu_2)$  – приймається гіпотеза про рівність дисперсій для еталонної і тестової вибірок, тобто можна вважати, що даний параметр випадкового коефіцієнта переходу величини даного ресурсу залишився незмінним. Переходимо до пункту 3.6 нашого алгоритму.

3.5.2.  $F(t, t_0, k) < 1/F_{\epsilon\delta\epsilon\delta}(\beta, \nu_1, \nu_2)$  або  $F(t, t_0, k) > F_{\epsilon\delta\epsilon\delta}(\beta, \nu_1, \nu_2)$  гіпотеза про рівність середніх для еталонної і тестової вибірок відкидається, отже є підстави вважати, що відбулися значущі зміни в дисперсії коефіцієнта переходу даного ресурсу (наступив момент розладу, раніше побудований прогноз втрачає об'єктивний характер). Переходимо до пункту 3.8.

3.6. У випадку б) обчислення ковзного дробу Стьюдента ( $T$ -дробу):

$$T(t, t_0, -k) = \frac{\sqrt{k}(\bar{\mu}(t_0, k) - \bar{\mu}(t, k))}{\sqrt{\bar{\sigma}^2(t_0, k) + \bar{\sigma}^2(t, k)}}.$$

3.7. Порівняння значення  $|T(t, t_0, k)|$  з  $T_{крит}(\beta, \nu)$ , що приводить до одного з наведених випадків:

3.7.1.  $|T(t, t_0, k)| < T_{\epsilon\delta\epsilon\delta}(\beta, \nu)$  – приймається гіпотеза про рівність середніх для еталонної і тестової вибірок, тобто можна вважати, що даний параметр стохастичного коефіцієнта переходу величини даного ресурсу залишився незмінним, підставляємо черговий момент  $t := t + 1$ . Переходимо до пункту 3.2 даного алгоритму.

3.7.2.  $|T(t, t_0, k)| > T_{\epsilon\delta\epsilon\delta}(\beta, \nu)$  – гіпотеза про рівність середніх для еталонної і тестової вибірок відкидається, отже, є підстави вважати, що відбулися значні зміни в математичному сподіванні коефіцієнта переходу даного ресурсу (наступив момент розладу, раніше побудований прогноз втрачає об'єктивний характер). Переходимо до пункту 3.8 даного алгоритму.

3.8. Змінюємо базовий момент процедури ковзного моніторингу  $t_0 = t$ , надаємо значення черговому моменту  $t := t + 1$  і переходимо до пункту 1 (або ухвалюємо рішення про повне завершення процедури моніторингу).

Запропоновані алгоритми, які розроблені на базі адитивної та мультиплікативної моделей дозволяють відстежувати моменти фондового індексу в різномасштабних часових інтервалах. Оскільки під впливом поточних тенденцій здійснюється тільки “пасивне” відстежування, то значення прогнозних величин будуть достовірні протягом деякого обмеженого періоду, тобто поки діють гарантовані оцінки  $\chi^2$ , Стюдента і Фішера-Снедекора.

### **2.3. Моделі прогнозування процесів розвитку фондового ринку**

В процесі дослідження динаміки показника фондового ринку виникає важлива проблема – проблема виявлення і вивчення закономірностей, яким властивий циклічний характер.

Оскільки значення фінансових показників формуються під впливом значного кола закономірностей, як періодичних, так і неперіодичних, то аналізуючи їх можна виділити три типи залежностей:

- неперіодичні залежності;
- циклічні залежності;
- компоненти помилок.

Одночасне врахування цих закономірностей ускладнює кількісний аналіз параметрів циклічних залежностей. Зауважимо, що на початкових етапах становлення сучасної фінансово-банківської системи в Україні дослідження регулярних процесів в діяльності її інститутів не могли мати об'єктивної основи. По-перше, в умовах високої інфляції і нестабільності циклічні флуктуації мали малий вплив. По-друге, не можна було ставити питання про коректність застосування методів спектрального аналізу через відсутність будь-якої значимої статистичної бази. Проте поступальний розвиток вітчизняної економіки неминуче вестиме до зростання актуальності робіт в даному напрямі.

У загальному випадку дослідження часового ряду деякого економічного показника структуризується на наступні етапи;

- а) виділення тренду. Ця задача розв'язується побудовою регресії або фільтру спеціального вигляду. До фільтруючих перетворень відносять



фільтри типу ковзне середнє, а також перехід від абсолютних значень  $x$ , до приростів або коефіцієнтів переходу в дискретних стохастичних моделях частково виконує роль фільтру.

- б) виділення циклічних компонент, які визначаються періодичними коливаннями.
- в) виділення залежностей, які не належать ні до тренду, ні до циклічних компонент.

Періодичні складові часових рядів значень показника фондового ринку, поділяють на частотні і амплітудні характеристики коливань. Оскільки всі спостережувані ряди значень скінчені і в більшості випадків не можна гарантувати одну і ту ж довжину “періоду” коливань для циклічних компонент то періодичність досліджуваних процесів не є в строгому математичному значенні цього поняття [89].

Цей факт професіонали назвали прихованою періодичністю. Розв’язання проблеми виявлення прихованих періодичностей має витоки з робіт Лагранжа [90;91]. До найдавніших способів виявлення прихованих періодичностей відносяться селективні перетворення (обчислювальна схема Бюй–Балло [92–94]), методи, що базуються на скінчених різницях і сумах спостережуваного часового ряду (схеми Брунка і Лагранжа–Дейля [94–95]).

Нехай маємо деякий часовий ряд значень певного показника і цей ряд є реалізацією стаціонарного випадкового процесу з нульовим математичним сподіванням. У випадку коли  $E[\tilde{x}_t] = m \neq 0$ , зробивши заміну  $\bar{x}'_t = \tilde{x}_t - m$  одержимо  $E[\bar{x}'_t] = 0$ . Припустимо також, що для всіх  $t$  і  $\theta$  виконуються умови:  $E[(\tilde{x}_t - m)^2] = \sigma^2$ ,  $E[(\tilde{x}_t - m)(\tilde{x}_\theta - m_\theta)] = c_\tau$ ,  $\tau = t - \theta$ .

Представимо досліджуваний процес як суму простих періодичних функцій виду  $\cos(\omega t)$  і  $\sin(\omega t)$ . Даний підхід використовується в техніці та електроніці.

Представлення у вигляді лінійної комбінації простих гармонік ( $\cos(\omega_j t)$  і  $\sin(\omega_j t)$   $j = 1 : k$ ) має назву спектрального розкладу.

$$\text{Оскільки } \cos(\omega_j t) = \frac{e^{i\omega_j t} + e^{-i\omega_j t}}{2}, \quad \sin(\omega_j t) = \frac{e^{i\omega_j t} - e^{-i\omega_j t}}{2i}, \quad i = \sqrt{-1} \quad \text{то}$$

випадковий процес може бути записаний у вигляді

$$\tilde{x}_t = \sum_{j=2}^k \tilde{a}_j e^{i\omega_j t}, \quad (2.57)$$

де  $\omega_j$ ,  $j=1:k$  – набір дійсних чисел, причому  $|\omega_j| \leq \pi$ ;  $\tilde{a}_j$ ,  $j=1:k$  незалежні комплексні випадкові величини, причому для будь-яких  $E(\tilde{a}_j) = 0$ ,  $E(\tilde{a}_j \bar{\tilde{a}}_j) = \sigma_j^2$  і  $E(\tilde{a}_i \bar{\tilde{a}}_j) = 0$  і  $\delta_{ij}$  і  $i \neq j$ .  $\bar{\tilde{a}}_j$  величина, комплексно спряжена до  $\tilde{a}_j$ .

Кожен доданок  $\tilde{a}_j e^{i\omega_j t} = \tilde{a}_j (\cos(\omega_j t) + i \sin(\omega_j t))$  із (2.57) є періодична функція з періодом  $\frac{2\pi}{\omega_j}$ . Оскільки  $E[\tilde{x}_t] = 0$ , то

$$c_\tau = E[\tilde{x}_\tau \bar{\tilde{x}}_{\tau-\tau}] = \sum_{j=1}^k \sigma_j^2 e^{i\omega_j \tau}, \quad (2.58)$$

або запишемо (2.58) через інтеграл Стілтєса [95]  $c_\tau = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\omega \tau} dF(\omega)$ ,

де  $F(\omega)$  – східчаста не спадна функція, що має розриви першого роду в точках  $\omega = \omega_j$ ,  $j=1:k$ ,  $F(-\pi) = 0$  і  $F(\pi) = V(\tilde{x}_j)$ .

Процес (2.57) може бути узагальнений на випадок  $k = \infty$ , [96]

$$\tilde{x}_t = \sum_{j=1}^{\infty} \tilde{a}_j e^{i\omega_j t}, \quad (2.59)$$

де для всіх  $j$   $|\omega_j| \leq \pi$ . Якщо  $\sum_{j=1}^{\infty} E[|\tilde{a}_j|^2] < \infty$ , то  $V(\tilde{x}_j) < \infty$ .

Основні фундаментальні положення теорії випадкових процесів, розроблені в роботах Колмогорова [95], Крамера [96] і Вінера [97], з цієї теорії випливає, що послідовність автоковаріацій (або спектральний розклад коваріаційної функції) для стаціонарного випадкового процесу має вигляді

$$c_\tau = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\omega \tau} dF(\omega), \quad (2.60)$$

де  $\frac{F(\omega)}{c_0}$  – функція спектрального розподілу.  $F(\omega)$  – спектральна функція.

Будь-який стаціонарний процес може бути записаний у вигляді

$$\tilde{x}_\tau = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\omega \tau} d\tilde{z}(\omega), \quad (2.61)$$

де  $\tilde{z}(\omega)$  – комплексна випадкова функція, або процес з некорельованими приростами. Вираз (2.61) називається представленням Крамера стаціонарного процесу  $\tilde{x}_t$  через стохастичний інтеграл [97].

Позначимо через  $f(\omega)$  спектральну щільність, яка є похідною від спектральної функції

$$f(\omega) = \frac{dF(\omega)}{d(\omega)}. \quad (2.62)$$

Величина  $f(\omega)d(\omega)$ , показує внесок частотної смуги  $(\omega, \omega + d\omega)$  в сумарну дисперсію. За поведінкою  $f(\omega)$  визначають “важливі” смуги частот.

Розглянемо дійсні процеси, оскільки вони відповідають рядам фінансово-економічних даних, тому

$$c_\tau = \int_0^\pi \cos(\tau\omega) \cdot g(\omega) d\omega, \quad (2.63)$$

де  $g(\omega) = 2f(\omega)$ ;  $0 < \omega < \pi$ ;  $g(0) = f(0)$ ;  $g(\pi) = f(\pi)$ . Представлення Крамера має вигляд

$$\tilde{x}_\tau = \int_0^\pi \tilde{a}(\omega) \cdot \cos(t\omega) d\omega + \int_0^\pi \tilde{b}(\omega) \cdot \sin(t\omega) d\omega, \quad (2.64)$$

де амплітуди  $\tilde{a}(\omega)$  і  $\tilde{b}(\omega)$  випадкові величини, конкретні реалізації яких  $a(\omega)$  і  $b(\omega)$  – реалізації рядів значень випадкового процесу. Вираз (2.64) задає випадковий процес, який породжує незалежні від тренду часові ряди. Тому кожену послідовність даних  $x_t(n)$  стаціонарного стохастичного процесу можна записати за допомогою скінченного ряду Фур’є

$$x_t(n) = \sum_{j=0}^n a_j \cdot \cos(\omega_j t) + \sum_{j=0}^n b_j \cdot \sin(\omega_j t), \quad (2.65)$$

де  $\omega_j = \frac{2\pi j}{n}$ , а коефіцієнти  $a_j, b_j$ , такі, що виконується рівність  $x_t(n) = x_t$ , при  $t = 1:n$ .

При таких зображеннях виникає проблема в змістовній економічній інтерпретації періодичних складових, через які представляється досліджуваний процес [98].

Досліджуючи періодичні часові ряди значень фондового індексу, відмітимо, що вони розпадаються на визначення частотних  $(\omega_j)$  і

амплітудних  $(a_j, b_j)$  характеристик коливань. Звичайно, якщо при дослідженні наявні стійкі періодичні закономірності, то на графіку спектральної щільності їм відповідають вершини на відповідних частотах.

З другого боку мірою значного впливу гармоніки на коливання можливих траєкторій процесу, відносно його середнього вважають її внесок в дисперсію. Якщо дисперсія велика, то цілком ймовірно, що і амплітудні коефіцієнти досить великі. Це відображається за допомогою автоковаріаційної функції [99;100], яка має вигляд

$$c_\tau = 2 \int_0^\pi \cos(\tau\omega) f(\omega) d\omega, \quad (2.66)$$

де  $f(\omega)$  – спектральна щільність. Як відомо спектральна щільність виражається через автоковаріаційну функцію і може бути записана у вигляді

$$f(\omega) = \frac{1}{2\pi} \left( c_0 + 2 \sum_{k=1}^{\infty} c_k \cos(k\omega) \right). \quad (2.67)$$

Використовуючи дані  $\{x_t\}$  ( $t \in 1:T$ ) запишемо емпіричну оцінку спектральної щільності:

$$\bar{f}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \left( \bar{c}_0 + 2 \sum_{k=1}^{m-1} \bar{c}_k \cos(k\omega) \right), \quad (2.68)$$

де

$$\bar{c}_\tau = \frac{1}{n-\tau} \sum_{t=1}^{n-\tau} (x_t - \bar{x})(x_{t+\tau} - \bar{x}). \quad (2.69)$$

Дослідження різних економічних проблем привело до розроблення різних методик встановлення оцінок, зокрема з ваговими коефіцієнтами, запишемо загальний вигляд спектральної оцінки щільності з використанням вагових коефіцієнтів [101]:

$$\bar{f}(\omega_j) = \frac{1}{2\pi} \left( \lambda_0 \bar{c}_0 + 2 \sum_{k=1}^{m-1} \lambda_k \bar{c}_k \cos(\omega_j k) \right), \quad (2.70)$$

$$\bar{c}_k = \frac{1}{n-k} \left( \sum_{t=1}^{n-k} x_t x_{t+k} - \frac{1}{n-k} \sum_{t=1}^n x_t \sum_{t=1}^{n-k} x_t \right). \quad (2.71)$$

де  $\omega_j = \frac{\pi j}{m}$ ,  $j = 0:m$  – точки на осі абсцис, які відповідають значенням частот,

в яких визначаються значення оцінок;  $\bar{c}_k$  – оцінки коваріацій, що

обчислюються, за формулою (2.69);  $\lambda_k$  – вагові коефіцієнти. Способи обчислення  $\lambda_k$  і складають специфіку кожної конкретної методики.

У різних методиках у виразі (2.71) дільник  $n - k$  може бути замінений на  $n$ , оцінка задана рівністю (2.71) є незміщеною оцінкою автоковаріації, але оцінка через альтернативну формулу має меншу дисперсію і матриця автоковаріацій буде додатно визначена, все таки при достатньо великих  $n$  значно більших від  $m$  відмінність між цими двома оцінками може бути знехтувана, це показано в роботах Тюкі та Парзена.

Для розв'язання задачі оцінювання спектральної щільності буде використана методика Тюкі–Хеннінга [102–107]. Відповідно до неї вагові коефіцієнти  $\lambda_k$  визначаються за формулою

$$\lambda_k = \frac{1}{2} \left( 1 + \cos \frac{\pi k}{m} \right), \quad (2.72)$$

а самі спектральні оцінки можуть бути визначені як

$$L_j = \frac{1}{2\pi} \left( \bar{c}_0 + 2 \cdot \sum_{k=1}^{m-1} \bar{c}_k \cdot \cos \left( \frac{\pi k j}{m} \right) + \bar{c}_m \cdot \cos(\pi j) \right), \quad (2.73)$$

де оцінки коваріацій мають вигляд (2.71).

Значення  $L_j$  також називають грубими оцінками і іноді на практиці вірогіднішими є згладжені оцінки, які визначаються як

$$U_j = 0.25 \cdot L_{j-1} + 0.5 \cdot L_j + 0.25 \cdot L_{j+1}. \quad (2.74)$$

Альтернативним способом оцінювання спектральної щільності є оцінки Парзена [108–112]. Згідно цієї методики  $\lambda_k$  визначаються за формулою

$$\lambda_k = \begin{cases} 1 - \frac{6k^2}{m^2} \left( 1 - \frac{k}{m} \right), & 0 \leq k \leq \frac{m}{2}, \\ 2 \cdot \left( 1 - \frac{k}{m} \right)^3, & 1 + \frac{m}{2} \leq k \leq m. \end{cases} \quad (2.75)$$

і, отже, самі оцінки набувають вигляду

$$U_j^* = \frac{\bar{c}_0}{2\pi} + \frac{1}{\pi} \sum_{k=1}^{m/2} \left[ 1 - \frac{6k^2}{m^2} \left( 1 - \frac{k}{m} \right) \right] \bar{c}_k \cos \left( \frac{\pi k j}{m} \right) + \frac{2}{\pi} \sum_{k=(m/2)+1}^m \left( 1 - \frac{k}{m} \right)^3 \bar{c}_k \cos \left( \frac{\pi k j}{m} \right), \quad (2.76)$$

де коваріації оцінюються за формулою (2.69). Оцінки одержані за методикою Парзена [112] невід'ємні, чого не можна гарантувати оцінками Тюкі–Хеннінга [110], але це не означає що оцінки Парзена даватимуть кращий результат при будь-яких наборах початкових даних. Тому використовують

серію оцінок спектральної густини з застосуванням декількох альтернативних методик з їх емпіричною перевіркою.

При практичній реалізації процесу спектрального аналізу виникає одна з найважливіших проблем вибір числа  $m$ , яке рівне кількості частотних смуг на яких шукають періодичні складові, його називають точкою відсікання або числом частотних зсувів. Оскільки вибір  $m$  впливає на міру точності оцінок спектральної густини (2.73), (2.74), (2.76) то вибираючи  $m$ , ми одночасно визначаємо тривалість максимального періоду  $\omega_j = \frac{\pi j}{m}$ ,  $j = 0:m$ . Також

можна знайти довжину повного періоду через число точок  $T$ , тобто  $\frac{T\pi}{m} = 2\pi$ .

Звідси максимальна тривалість періоду  $T = 2m$ . Істотним обмеженням зверху для  $m$  є кількість точок у спостережуваній виборці значень  $n$ , зокрема щоб за фактичними даними  $m \leq n/4$ . Щоб говорити про об'єктивність досліджень значення  $n$  повинно значно перевищувати  $m$ , крім того збільшення  $m$  веде до збільшення числа точок, для яких оцінюється спектр, і одночасно викликає зростання дисперсії оцінок в кожній окремій точці. З другого боку із зменшенням  $m$  покращується оцінка, але зменшується кількість оцінюваних частотних смуг. Вибір  $m$  відсікає можливості до відстежування високочастотних компонент. Найбільша частота, про яку ми маємо пряму інформацію це частота Найквіста дорівнює  $\frac{\pi}{m}$  [113]. Підкреслимо, що невдалий вибір  $m$  спотворює картину дійсного розподілу частот.

Побудуємо довірчі інтервали для оцінок Тюкі-Хеннінга згідно [108–111]. Розглянемо деяку надійність  $1 - \beta$  довірча смуга для всіх  $j$  задається інтервалом

$$\left( \frac{\chi_{\text{крит}}^2(1 - \beta, k)}{k} \cdot \bar{f}(\omega_j), \frac{\chi_{\text{крит}}^2(\beta, k)}{k} \cdot \bar{f}(\omega_j) \right). \quad (2.77)$$

де  $\chi_{\text{крит}}^2(\beta, k)$  – табличне значення розподілу  $\chi^2$  з надійністю  $\beta$  і  $k$  степенями свободи,  $k = 2n/m$ .

Поглиблений аналіз властивостей часових рядів вимагає проведення перетворень спектральної щільності. Перетворюючи спектральну щільність можна виділені три типи проблем:

- виділення частотної смуги  $(\omega_1, \omega_2)$ ;

- виключення із спектру окремої частоти  $\omega_0$  яка дає максимальний внесок в дисперсію і “пригнічує” своєю потужністю інші складові;
- згладження ряду для аналізу параметрів низькочастотних коливань.

Як відомо, методи розв’язання таких задач ґрунтуються на застосуваннях перетворень, які називаються фільтрами.

Найбільш поширений фільтр – лінійне перетворення де  $-m_1 = m_2$ .

$$y_t = \sum_{j=m_1}^{m_2} a_j x_{t+j}. \quad (2.78)$$

Дія фільтруючого перетворення (2.78) на процес  $\{\tilde{x}_t\}$  полягає в домноженні його спектральної функції  $F(\omega)$  на функцію

$$g(\omega) = a(\omega)\bar{a}(\omega). \quad (2.79)$$

де  $a(\omega) = \sum_{j=-m}^m a_j e^{ij\omega}$ . Проблема вибору фільтру зводиться до задачі правильного вибору коефіцієнтів  $a_j$ .

Розглянемо процес вигляду  $x_t = A \cdot \cos(\omega t + \theta)$ , що містить тільки одну гармоніку, після перетворення  $y_t = A \cdot \sum_{j=-m}^m a_j \cos(\omega(t+j) + \theta)$  дає ряд  $(y_t)$ , розписавши  $\cos(\omega(t+j) + \theta)$  перепозначивши  $A_1 = As(\omega)$  одержимо, що  $y(t) = A_1 \cos(\omega t + \theta + \varphi(\omega))$  де  $s(\omega)$  – передавальна функція [97]:

$$s(\omega) = \sqrt{\left(\sum_{j=-m}^m a_j \cos(j\omega)\right)^2 + \left(\sum_{j=-m}^m a_j \sin(j\omega)\right)^2}, \quad (2.80)$$

$\varphi(\omega)$  приріст фази

$$\varphi(\omega) = -\arctg \left( \frac{\sum_{j=-m}^m a_j \sin(j\omega)}{\sum_{j=-m}^m a_j \cos(j\omega)} \right)^{-1}, \quad (2.81)$$

Для зручності накладається умова  $\varphi(\omega) = 0$ , це виконується якщо  $a_j = a_{-j}$ .

Як відомо при побудові з елементів випадкового ряду іншого ряду методом  $m$ – кратного сумування кожних двох наступних членів вихідного ряду, а також здійсненням  $n$  – кратної операції утворення різниць, якщо  $m/n$  є величина стала то одержаний ряд наближається до синусоїдальної кривої

$n \rightarrow \infty$ , тобто може утворитися штучний цикл, але завжди може бути виділена смуга де утворюється штучний цикл тому цю смугу можна не враховувати, а працювати з іншою частиною спектру [116].

На практиці для багатьох задач часто використовуються моделі, що відображають випадкові процеси, тренд яких є тільки в середньому:  $\tilde{x}'_t = m(t) + \tilde{x}_t$ , де  $\{\tilde{x}_t\}$  – деякий стаціонарний процес.

Змінне середнє впливає тільки на спектральні оцінки першої частотної смуги, але ми не можемо виключати того, що в оцінки окремих смуг “перетікатиме” частина дисперсії. Тому при обробці даних з них усувають неперіодичні залежності.

Для цього знаходять фільтруюче перетворення, що відсікає всі частоти, крім тих, що близькі до нуля.

Для наближення шуканої передавальної функції застосовують урізаний ряд Фур'є, для якого  $a_0 = \frac{\omega_0}{2\pi}$ ;  $a_j = \frac{\sin(j\omega_0)}{j\pi}$ ,  $j = 1:m$ .

При великих  $m$  таке фільтруюче перетворення дає прийнятне наближення  $s(\omega)$ , але частота  $\omega$  не дуже мала, тому це не завжди задовольняє умови поставленої задачі.

Інший підхід до вирішення проблеми виділення неперіодичних компонент ґрунтується на методах регресійного аналізу, тобто будується регресія, що апроксимує тренд  $m(t)$ , який входить у випадковий процес  $\tilde{x}'_t = m(t) + \tilde{x}_t$ , де  $\{\tilde{x}_t\}$  – деякий стаціонарний процес. Переважно використовують поліноміальні регресії, або гармонійні. Коефіцієнти регресії підбирають методом найменших квадратів.

В регресійних методах немає втрат початкових даних, а при застосуванні фільтру є випадки втрати перших і останніх значень ряду, але як правило регресійні процедури дуже громіздкі, тому підходять для роботи з невеликими за об'ємом серіями даних.

Тепер узгоджують методи спектрального аналізу часових рядів з теорією дискретних моделей, тому спостережуваний нами ряд значень приростів в адитивній моделі (або ряд коефіцієнтів переходу в мультиплікативній моделі) трактується як реалізація випадкового процесу. Іноді на деякому часовому проміжку вважатимемо, що неперіодичні компоненти є тільки в середньому або більш того ряд є стаціонарним, тому мова йде про наближення



спостережуваної спостережуваної серії значень  $w_t$  за допомогою скінченного ряду Фур'є:

$$w_t(n) = \sum_{j=0}^n (a_j \cos(\omega_j t) + b_j \sin(\omega_j t)). \quad (2.82)$$

Методами спектрального аналізу виділяються номери частотних смуг ( $j$ ), які відповідають циклам, спостережуваного ряду  $w_t$ . Тоді скінчена сума ряду Фур'є має вигляд:

$$\bar{w}_t(n) = \sum_{j=0}^n (\bar{a}_j \cos(\omega_j t) + \bar{b}_j \sin(\omega_j t)). \quad (2.83)$$

Знаходячи оцінки значень амплітуд застосовують метод найменших квадратів: шукаємо  $\min \sum_{t=1}^n (w_t - \bar{w}_t)^2$ . На (2.83) ґрунтується прогноз значень  $w_t$ , на  $t > n$ . Такі оцінки є базою для інформації про закономірності та умови зміни спостережуваного показника. На базі вище описаних моделей розглядають більш складніші моделі  $\tilde{x}_t = \tilde{\alpha}_t + \tilde{x}_{t-1} + \sum_{j=0}^n (\tilde{a}_j \cos(\omega_j t) + \tilde{b}_j \sin(\omega_j t))$ ,

$$\tilde{x}_t = \tilde{\alpha}_t \cdot \tilde{x}_{t-1} + \sum_{j=0}^n (\tilde{a}_j \cos(\omega_j t) + \tilde{b}_j \sin(\omega_j t)).$$

Ці складніші моделі можуть бути застосовані як імітаційні моделі динаміки показника фондового ринку, але їх використання викликає чималі труднощі, особливо при обчисленні оцінок параметрів розподілу  $\tilde{w}_t$ .

Особливо важливою є задача про дослідження взаємозв'язку між декількома показниками [117]. Тому розглянемо поведінку двох показників фондового ринку  $\{\tilde{x}_t\}$  і  $\{\tilde{y}_t\}$ .

Припустимо, що процеси  $\{\tilde{x}_t\}$  і  $\{\tilde{y}_t\}$  є стаціонарними в широкому розумінні. Зокрема ми можемо їх розглядати як двовимірний стаціонарний в широкому розумінні процес  $\{\tilde{x}_t, \tilde{y}_t\}$ . За означенням стаціонарності, автоковаріаційні функції залежать тільки від довжини інтервалу  $t - (t - \tau) = \tau$ :

$$c_{xx}(\tau) = E\{(\tilde{x}_t - m_x)(\tilde{x}_{t-\tau} - m_x)\}, \quad (2.84)$$

$$c_{yy}(\tau) = E\{(\tilde{y}_t - m_y)(\tilde{y}_{t-\tau} - m_y)\}, \quad (2.85)$$

$$c_{xy}(\tau) = E\{(\tilde{x}_t - m_x)(\tilde{y}_{t-\tau} - m_y)\}, \quad (2.86)$$

де  $m_x = E\{\tilde{x}_t\}$ ,  $m_y = E\{\tilde{y}_t\}$ .

Періодичні залежності цієї двовимірної випадкової величини, описуються за допомогою функцій спектральної щільності  $f_x(\omega)$  і  $f_y(\omega)$ . Якщо двовимірний випадковий процес неперервний то автоковаріаційні функції мають вигляд [102]

$$c_{xx}(\tau) = 2 \int_0^{\pi} \cos(\tau\omega) f_x(\omega) d\omega, \quad (2.87)$$

$$c_{yy}(\tau) = 2 \int_0^{\pi} \cos(\tau\omega) f_y(\omega) d\omega, \quad (2.88)$$

$$c_{xy}(\tau) = 2 \int_0^{\pi} \cos(\tau\omega) c(\omega) d\omega - 2 \int_0^{\pi} \sin(\tau\omega) q(\omega) d\omega = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\tau\omega} Cr(\omega) d\omega, \quad (2.89)$$

де

$$Cr(\omega) = c(\omega) + iq(\omega). \quad (2.90)$$

називають крос-спектром процесів  $\{\tilde{x}_t\}$  і  $\{\tilde{y}_t\}$ . Функція  $c(\omega)$  ко-спектр,  $q(\omega)$  – квадратурний спектр.

Показник степеня залежності між частотними складовими двох процесів називають когерентністю, яка визначається

$$C(\omega) = c^2(\omega) + q^2(\omega) [f_x(\omega) f_y(\omega)]^{-1}. \quad (2.91)$$

Оскільки  $0 \leq C(\omega) \leq 1$  то когерентність веде себе як квадрат коефіцієнта кореляції двох вибірок. якщо  $C(\omega)$  близьке до одиниці, то вважають, що існує зв'язок між періодичними складовими стохастичних процесів при частоті  $\omega$ , якщо значення  $C(\omega)$  мале (мало відрізняється від нуля) то іноді можна говорити про відсутність залежності. Графік  $C(\omega)$  називають діаграмою когерентності. Згідно означення когерентність розглядають в інтервалі від 0 до  $\pi$ .

При аналізі особливо інформативним є показник фазового зсуву між частотними складовими. Він обчислюється

$$\varphi(\omega) = \arctg \left( \frac{q(\omega)}{c(\omega)} \right). \quad (2.92)$$

Графік  $\varphi(\omega)$  – фазова діаграма.

Позначимо через  $R_{xy}(\omega)$  коефіцієнт підсилення квадрат якого рівний

$$R_{xy}^2(\omega) = f_x(\omega) [f_y(\omega)]^{-1} C(\omega). \quad (2.93)$$

Графік  $R_{xy}(\omega)$  – діаграма підсилення.  $R_{xy}(\omega)$  це коефіцієнт регресії процесу  $\{\tilde{x}_t\}$  за процесом  $\{\tilde{y}_t\}$  для змінної  $\omega$ .

На практиці ми переходимо до оцінок крос-спектру по групі частотних смуг  $\omega_j = \pi j/m$ ,  $j \in 0:m$ . Нехай процес  $\{\tilde{x}_t, \tilde{y}_t\}$ , а його реалізація має вигляд  $\{\{x_t\}_{t=1:n}, \{\tilde{y}_t\}_{t=1:n}\}$  запишемо оцінки ко-спектру

$$\bar{c}(\omega) = \frac{\lambda_0}{4\pi} (\bar{c}_{xy}(0) + \bar{c}_{yx}(0)) + \frac{1}{2\pi} \sum_{k=1}^m [\lambda_k (\bar{c}_{xy}(k) + \bar{c}_{yx}(k)) \cos(\omega_j k)], \quad (2.94)$$

відповідно оцінки спектру квадратури

$$\bar{q}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=1}^m [\lambda_k (\bar{c}_{xy}(k) - \bar{c}_{yx}(k)) \sin(\omega_j k)], \quad (2.95)$$

$$\bar{c}_{xy}(-k) = \bar{c}_{yx}(k) = \frac{1}{n-k} \left\{ \sum_{t=1}^{n-k} x_t y_{t+k} - \frac{1}{n-k} \sum_{t=k+1}^n y_t \sum_{t=1}^{n-k} x_t \right\}, \quad (2.96)$$

$$\bar{c}_{xy}(k) = \bar{c}_{yx}(-k) = \frac{1}{n-k} \left\{ \sum_{t=1}^{n-k} y_t x_{t+k} - \frac{1}{n-k} \sum_{t=k+1}^n x_t \sum_{t=1}^{n-k} y_t \right\}, k = 0:m. \quad (2.97)$$

Коефіцієнти  $\lambda_k$ , можуть обчислюватися за різними методиками. Використаємо методику Тюкі-Хеннінга [109;119], а також оцінки Парзена, [102;111;118].

Підставляючи (2.94)–(2.95) у формули (2.91)–(2.93), маємо

$$\bar{C}(\omega_j) = \bar{c}^2(\omega) + \bar{q}^2(\omega) [\bar{f}_x(\omega) \bar{f}_y(\omega)]^{-1}, \bar{\varphi}(\omega) = \arctg \left( \frac{\bar{q}(\omega)}{\bar{c}(\omega)} \right), \bar{R}_{xy}(\omega) = \sqrt{\bar{f}_x(\omega) [\bar{f}_y(\omega)]^{-1} \bar{C}(\omega)}$$

Точність оцінок (2.94)–(2.95) залежить  $m$  – числа частотних смуг [120].

Методики спектрального та крос-спектрального аналізу застосовуються для дослідження закономірностей динаміки часових рядів показників фондового ринку і дозволяють ефективно визначати кількісні сторони закономірностей, які визначають динаміку процесів, що протікають на фондового ринку.

## Висновки до розділу 2

1. Встановлено, що недостатня розвиненість національного фондового ринку, та не поступова перманентність розвитку цього сегменту економіки, спонукають до більш детального аналізу умов його функціонування. Втім,

враховуючи різноманітний спектр існуючих методів та підходів щодо реалізації концепції потокового підходу в системі управління рухом фінансових та грошових ресурсів, на наш погляд спочатку варто застосовувати описові та порівняльні підходи щодо аналізу перерозподілу фінансових ресурсів на фондовому ринку, які у подальшому повинні допомогти визначити напрямки більш складних досліджень.

2. Аналіз значень показника варіації свідчить про досить значну загальну початкову невизначеність фондового ринку в Україні. Звісно, на ступінь невизначеності фондового ринку в Україні (принаймні з погляду зміни варіації значень індексу ПФТС) певною мірою впливає і те, що він лише знаходиться на стадії розвитку. Однак, незважаючи на це, варто зауважити, що прослідковується стійка тенденція щодо зменшення варіації показників індексу ПФТС в динаміці.

Водночас висновок щодо невизначеності фондового ринку також можна зробити на підставі аналізу відношень максимального значення фондового індексу до його найменшого значення, що в цілому визначає амплітуду ринкових коливань деякого індексу, яка у свою чергу пов'язана з рухом певних показників фондового ринку та сталістю їх перерозподілу на відповідному сегменті ринку.

3. На базі адитивної та мультиплікативної моделі побудовані алгоритми прогнозування очікуваних значень фондового індексів різномасштабних часових інтервалах. Оскільки під впливом поточних тенденцій здійснюється тільки “пасивне” відстежування, то значення прогнозних величин будуть достовірні протягом деякого обмеженого періоду. Гіпотеза про логарифмічно нормальний розподіл коефіцієнтів переходу забезпечує зручність і простоту мультиплікативних перетворень, що проводяться, але не поширюються на операції адитивного характеру. Враховуючи те, що сума незалежних випадкових величин розподілена за нормальним законом, можна вважати, що розподіл коефіцієнтів переходу для сумарного показника фондового ринку може бути апроксимований логарифмічно нормальним, особливо, при близькості значень їх параметрів.

4. Запропоновано, вирішення проблем, які пов'язані з контролем інтервальних оцінок очікуваних відхилень між фактичними і прогнозними значеннями, встановити допустимий горизонт прогнозування, тобто ту кількість періодів, для яких в рамках мультиплікативної моделі можна одержати відносно реальну оцінку меж відхилень фактичних значень від

прогнозних. Для горизонту прогнозування визначено апріорне задання рівня, який не повинен перевищувати величини відношення між вибіркоким стандартним відхиленням, що визначає ширину довірчого інтервалу і заданням самого прогнозу.

5. Встановлено, що одним з найпростіших і одночасно практично гарантованих прикладів одночасної реалізації методик моніторингу є побудова інтервалів однорідності, тобто виявлення таких часових проміжків, протягом яких значення оцінок середнього і дисперсії випадкових приростів досліджуваного показника фондового ринку можуть вважатися незмінними. Як свідчить практичний досвід, ступінчасті діаграми, що візуалізують інтервали однорідності, є достатньо ефективним інструментом ситуативного аналізу фондового ринку. Вони дозволяють виявляти і вивчати кількісні характеристики як “зон стабільності”, так і ділянок, на яких відбуваються “стрибкоподібні” переходи.

6. Запропоновано використання методик спектрального аналізу для дослідження закономірностей, властивих динаміці часових рядів фінансово-економічних показників. Процедура спектрального аналізу безпосередньо застосовується до серій приростів і коефіцієнтів переходу, розрахованих по рядах значень базових показників. Співставляючи розташування стовпців, що відповідають згладженим оцінкам Тюкі-Хеннінга і графік оцінок Парзена зроблено висновок про суттєву ідентичність результатів обох методик спектрального аналізу. Комплексне їх використання є певною гарантією об'єктивності висновків, одержаних в ході досліджень.

7. Доведено, що при побудові прогнозів емпіричні значення когерентності, фазового зсуву і коефіцієнта підсилення демонструють можливості методів крос-спектрального аналізу. Діаграми когерентності і фазові діаграми можуть бути потужним інструментом для дослідження залежності між рядами значень фінансових показників, та дозволяють ефективно визначати кількісні сторони закономірностей, які визначають динаміку процесів, що протікають на фондовому ринку. Інформація яку ми одержуємо в процесі застосування крос-спектрального аналізу у випадку дослідження зв'язків між деякими показниками стає ефективним інструментом локалізації першопричин таких зв'язків.

### РОЗДІЛ 3

## РЕАЛІЗАЦІЯ МОДЕЛЕЙ СТОХАСТИЧНИХ ПРОЦЕСІВ РОЗВИТКУ ФОНДОВОГО РИНКУ

### 3.1. Діагностика і прогнозування індексів фондового ринку

Реалізація запропонованої в параграфі 2.2 моделі дозволяє побудувати серію прогнозних значень фондового індексу, щодо деякого фіксованого моменту часу  $t_0$ .

Запропонована модель прогнозування реалізована для побудови прогнозу індексу ПФТС на основі ряду його середньо тижневих значень [121–124]. У табл. 3.1 зіставлені фактичні значення індексу з прогнозними, побудованими з 06.05.2004 р. на 25 тижнів наперед. При цьому як базова вибірка для визначення  $\bar{m}$  і  $\bar{s}$  використовувалися попередні значення за 14 тижнів. В даному випадку  $\bar{m} = 4.285$ ,  $\bar{s} = 5.07$ .

Таблиця 3.1

**Прогнозні і фактичні значення індексу ПФТС**

№	Дата	Значення $x_t$	Прогноз $\bar{x}_t$	Нижня межа-1 $\bar{x}_t - \bar{s}_t$	Верхня межа-1 $\bar{x}_t + \bar{s}_t$	Нижня межа-2 $\bar{x}_t - 2\bar{s}_t$	Верхня межа-2 $\bar{x}_t + 2\bar{s}_t$
0	06.05.2004	146,80	146,80	146,80	146,80	146,80	146,80
1	13.05.2004	141,77	142,52	137,45	147,59	132,38	152,66
2	20.05.2004	139,89	138,23	131,06	145,40	123,89	152,57
3	27.05.2004	144,96	133,95	125,16	142,73	116,38	151,51
4	03.06.2004	142,81	129,66	119,52	139,80	109,38	149,94
5	10.06.2004	136,78	125,38	114,04	136,71	102,70	148,05
6	17.06.2004	134,78	121,09	108,67	133,51	96,25	145,93
7	24.06.2004	132,68	116,81	103,39	130,22	89,98	143,63
8	01.07.2004	134,25	112,52	98,18	126,86	83,84	141,20
9	08.07.2004	134,39	108,24	93,03	123,45	77,82	138,66
10	15.07.2004	133,31	103,95	87,92	119,98	71,88	136,02
11	22.07.2004	132,69	99,67	82,85	116,48	66,03	133,30
12	29.07.2004	132,58	95,38	77,82	112,94	60,25	130,51
13	05.08.2004	132,46	91,10	72,81	109,38	54,53	127,66
14	12.08.2004	132,07	86,81	67,84	105,78	48,87	124,75
15	19.08.2004	133,19	82,53	62,89	102,16	43,25	121,80
16	26.08.2004	133,19	78,24	57,96	98,52	37,68	118,80
17	02.09.2004	132,80	73,96	53,05	94,86	32,15	115,76
18	09.09.2004	113,07	69,67	48,16	91,18	26,65	112,69
19	16.09.2004	130,07	65,39	43,29	87,48	21,19	109,58
20	23.09.2004	130,10	61,10	38,43	83,77	15,75	106,45
21	30.09.2004	132,69	56,82	33,58	80,05	10,35	103,28
22	07.10.2004	136,07	52,53	28,75	76,31	4,97	100,09
23	14.10.2004	139,38	48,25	23,93	72,56	-0,38	96,87
24	21.10.2004	146,16	43,96	19,12	68,80	-5,72	93,64
25	28.10.2004	154,67	39,68	14,33	65,03	-11,03	90,38

Графічно вказані співвідношення між прогнозними і фактичними значеннями індексу ПФТС за даний період відображені на рис. 3.1. з яких може бути зроблений висновок про те, що істотних відхилень фактичних величин щодо коридору, що задається виразами  $\bar{x}_t \pm \bar{s}_t$ , не спостерігається.

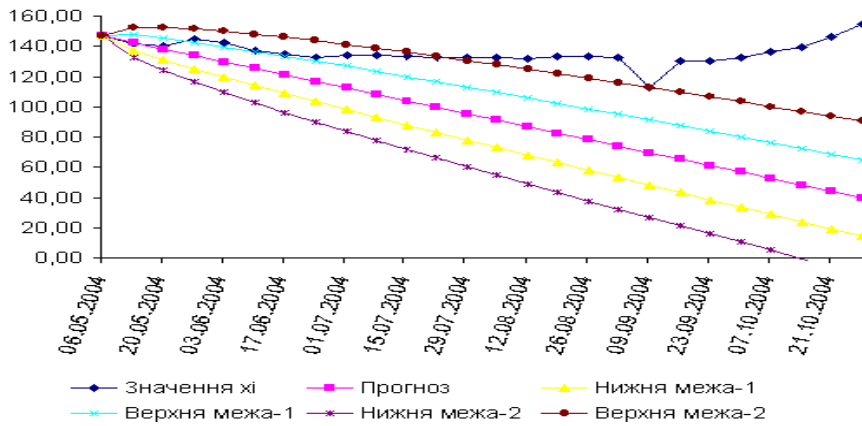


Рис. 3.1. Прогнозні і фактичні середньотижневі значення індексу ПФТС.

Таблиця 3.2

**Прогнозні значення індексу ПФТС за період з 03.03. по 25.08. 2008 року**

№	Дата	Значення $x_t$	Прогноз $\bar{x}_t$	Нижня межа-1 $\bar{x}_t - \bar{s}_t$	Верхня межа-1 $\bar{x}_t + \bar{s}_t$	Нижня межа-2 $\bar{x}_t - 2\bar{s}_t$
0	03.03.2008	1107,44	1107,44	1107,44	1107,44	1107,44
1	11.03.2008	1104,03	1075,64	1132,42	1047,25	1160,81
2	17.03.2008	1100,62	1060,47	1140,77	1020,32	1180,92
3	24.03.2008	1097,21	1048,04	1146,38	998,86	1195,56
4	31.03.2008	1093,80	1037,02	1150,58	980,24	1207,36
5	01.04.2008	1090,39	1026,91	1153,87	963,43	1217,35
6	07.04.2008	1086,98	1017,44	1156,52	947,90	1226,06
7	14.04.2008	1083,57	1008,46	1158,68	933,34	1233,80
8	21.04.2008	1080,16	999,86	1160,46	919,56	1240,76
9	05.05.2008	1076,75	991,58	1161,92	906,41	1247,09
10	12.05.2008	1073,34	983,56	1163,12	893,79	1252,89
11	19.05.2008	1069,93	975,77	1164,09	881,61	1258,25
12	26.05.2008	1066,52	968,17	1164,87	869,83	1263,21
13	02.06.2008	1063,11	960,75	1165,47	858,39	1267,83
14	09.06.2008	1059,70	953,47	1165,93	847,25	1272,15
15	16.06.2008	1056,29	946,34	1166,24	836,38	1276,20
16	23.06.2008	1052,88	939,32	1166,44	825,76	1280,00
17	30.06.2008	1049,47	932,42	1166,52	815,36	1283,58
18	07.07.2008	1046,06	925,61	1166,51	805,16	1286,96
19	14.07.2008	1042,65	918,90	1166,40	795,15	1290,15
20	21.07.2008	1039,24	912,28	1166,20	785,31	1293,17
21	28.07.2008	1035,83	905,73	1165,93	775,63	1296,03
22	04.08.2008	1032,42	899,26	1165,58	766,10	1298,74
23	11.08.2008	1029,01	892,86	1165,16	756,70	1301,32
24	18.08.2008	1025,60	886,52	1164,68	747,44	1303,76
25	25.08.2008	1022,19	880,24	1164,14	738,29	1306,09

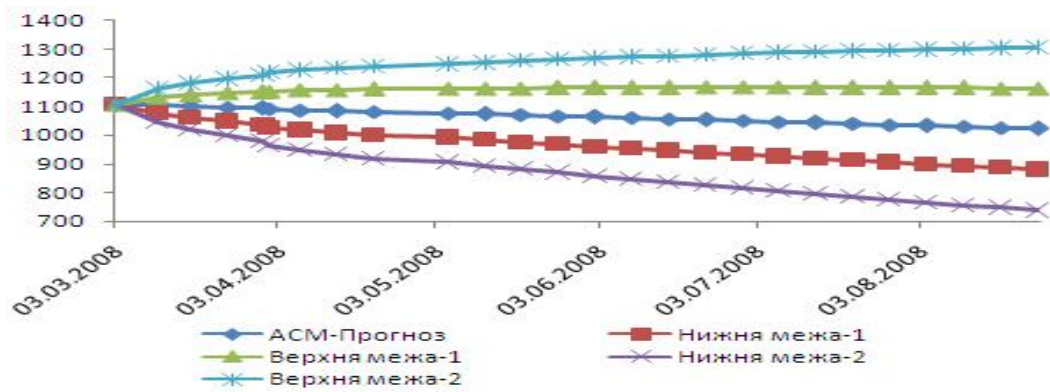


Рис. 3.2. Прогнозні середньотижневі значення індексу ПФТС на період з березня по вересень 2008 року.

Якщо йдеться про разове втручання в управлінські дії, то запропонована схема є цілком оправданою і реалістичною. У випадку, якщо технологія керування має на увазі серію регулярних втручань, то більш прийнятною є схема “ковзного прогнозування” [125–126].

Ковзне прогнозування вимагає в кожен момент часу  $t$ , в якому перебуває керований ресурс, побудови прогнозу на  $n$  наступних періодів. При цьому як базовою вибіркою є  $k$  попередніх значень. Постійне просування вперед горизонту прогнозу дає додаткову інформацію для управлінських рішень. Корекція базової вибірки дає можливість враховувати зміни в динаміці спостережуваного фінансового показника. Як показує практика, цю методику прогнозування можна застосувати в різних часових масштабах, тобто для розробки оперативних, середніх і довгострокових прогнозів. Застосуємо дані моделі для побудови прогнозу індексу ПФТС на основі щоденних, середньотижневих і середньомісячних рядів значень.

Результати побудови ковзного прогнозу на основі ряду щоденних значень індексу ПФТС за 2007 р. відображено на рис.3.2.

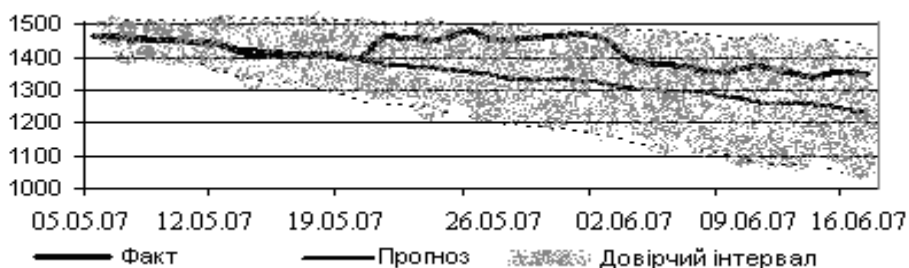


Рис. 3.3. Ковзний прогноз, побудований по середньотижневих значеннях індексу ПФТС за 2007 р.



У даному прикладі прогноз будується з 30-денним випередженням щодо поточної дати. При цьому базова вибірка включає 60 попередніх значень, тобто  $k = 60$ ,  $n = 30$ . З графіків видно, що запропонована методика є досить ефективною. До показників оцінки ефективності прогнозів відноситься максимальне відхилення фактичних і прогнозних значень. коефіцієнт відносного відхилення має вигляд

$$\zeta_t = \frac{|x_t - \bar{x}_t|}{x_t} \cdot 100\% \quad (3.1)$$

Оскільки  $\zeta_t$  не залежить від розмірності і об'ємів досліджуваного фінансового показника, то дає об'єктивну картину точності і надійності використаної методики прогнозу.

На рис. 3.4 наведена гістограма відносних відхилень фактичних значень індексу ПФТС від прогнозних, побудованих на основі використаної методики з параметрами  $k = 90$ ,  $n = 45$ . З цієї ілюстрації робимо висновки: що  $\zeta_t \leq 10\%$ ; істотне зростання відносного відхилення спостерігається кінці року [127].

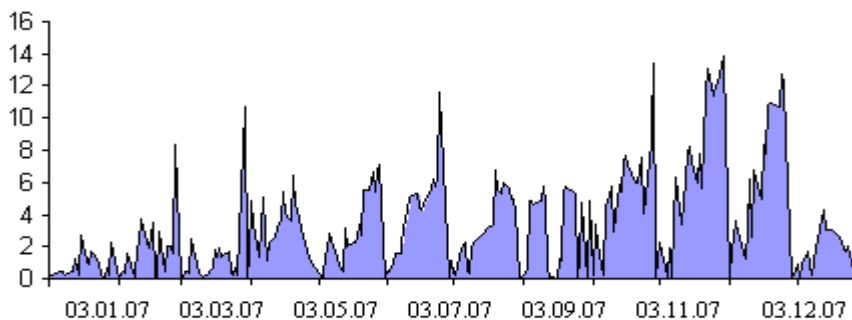


Рис. 3.4. Відносні відхилення фактичних щоденних значень індексу ПФТС від прогнозних за 2007 р.

Ефективність запропонованої моделі для опису динаміки того, або іншого показника фондового ринку залежить від результатів перевірки гіпотези про приналежність значень приростів  $\tilde{w}_t$  нормальному розподілу  $N(m, s^2)$ . Вирішення даної проблеми проводиться на основі критерію  $\chi^2$ .

Для цього локалізуємо область значень величини  $w_t$  розбивши її на інтервали. Вибіркова статистика обчислюється за формулою:

$$\chi^2 = \sum_j \chi_j^2 = \sum_j \frac{(v_j - np_j)^2}{np_j}, \quad (3.2)$$

де  $v_j$  – частота попадання емпіричних значень  $w_i$  в  $j$ -й інтервал;  $p_j$  – ймовірність попадання в  $j$ -й інтервал  $w_i \in N(m, s^2)$ ;  $n = \sum_j v_j$  – сума частот у вибірці. Знайдене значення вибіркової статистики  $\chi^2$  порівнюється з табличним значенням розподілу  $\chi^2$  при надійності  $\beta$  з  $l - 3$   $v_j > 0$ .

Якщо  $\chi^2 \leq \chi_{крит}^2(\beta, l - 3)$ , то немає підстав відкидати гіпотезу про приналежність вибірки нормальному розподілу  $N(\bar{m}, \bar{s}^2)$ .

Виділення інтервалів, на яких розподіляються вибіркові значення, є основним процесом перевірки за критерієм  $\chi^2$ . Спочатку виділимо такі інтервали  $(-\infty, \bar{m} - 3\bar{s})$ ;  $(\bar{m} - 3\bar{s}, \bar{m} - 2\bar{s})$ ; ...  $(\bar{m} + 2\bar{s}, \bar{m} + 3\bar{s})$ ;  $(\bar{m} + 3\bar{s}, +\infty)$ .

Розбиття числової осі на 8 проміжків реалізує широко використовуване правило «трьох сигм» [95]. Тоді ймовірність попадання в  $j$ -й інтервал випадкової величини з розподілом  $N(m = \bar{m}, s^2 = \bar{s}^2)$  визначається

$$p_j = \Phi(\bar{m} + j\bar{s}), j = -3; p_j = \Phi(\bar{m} + (j + 1)\bar{s}) - \Phi(\bar{m} + j\bar{s}), j = -2 \dots 2; \quad (3.3)$$

$$p_j = 1 - \Phi(\bar{m} + j\bar{s}), j = 3; \quad \Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \int_{-\infty}^x e^{-\frac{z^2}{2}} dz.$$

Зокрема для ряду приростів, розрахованих по значеннях індексу ПФТС за період з 16.01.2007 по 30.04.2007 р., підтверджується гіпотеза про можливість його розгляду як серії реалізацій нормально розподіленої випадкової величини з параметрами.  $\bar{m} = -0,817$ ,  $\bar{s} = 1,892$ .

Таблиця 3.3

**Перевірка гіпотези про нормальний розподіл приростів які відповідають індексам ПФТС за період з 16.01.2007 по 30.04.2007 р**

Інтервал	Верхня межа інтервалу	Частота $v_j$	Відносна частота $v_j/n$	Імовірність попадання на $j$ -й інтервал $p_j$	$\chi_j^2$
$(-\infty, \bar{m} - 3\bar{s})$	-6,493	0	0	0,001	0,108
$(\bar{m} - 3\bar{s}, \bar{m} - 2\bar{s})$	-4,601	4	0,050	0,021	3,040
$(\bar{m} - 2\bar{s}, \bar{m} - \bar{s})$	-2,709	7	0,088	0,136	1,379
$(\bar{m} - \bar{s}, \bar{m})$	-0,817	26	0,325	0,341	0,062
$(\bar{m}, \bar{m} + \bar{s})$	1,076	35	0,438	0,341	2,169
$(\bar{m} + \bar{s}, \bar{m} + 2\bar{s})$	2,968	6	0,075	0,136	2,183
$(\bar{m} + 2\bar{s}, \bar{m} + 3\bar{s})$	4,860	2	0,025	0,021	0,047
$(\bar{m} + 3\bar{s}, +\infty)$		0	0	0,001	0,108

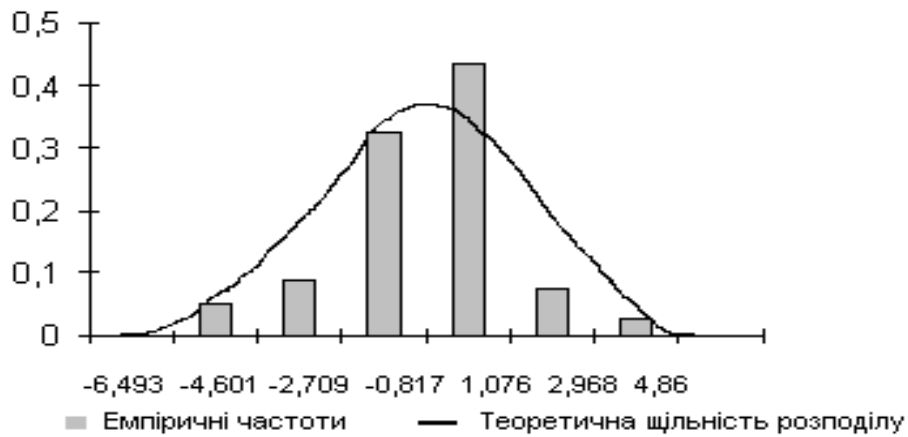


Рис. 3.5. Розподіл емпіричних частот  $v_j/n$ .

Одержуємо значення  $\chi^2 = 9,097$ . Таким чином, вибіркова статистика  $\chi^2 = 9,097$  не перевищує критичного табличного значення  $\chi_{крит}^2 = 9,488$ , що відповідає  $\beta = 0,05$  і  $l - 3 = 4$  степеням свободи. Враховуючи це, ми можемо прийняти нашу гіпотезу.

Аналізуючи практичне дослідження характеру розподілу приростів, можемо сказати наступне. По–перше, вони дозволяють прийти до певних висновків відносно того рівня часової інтерпретації даних, для якого операція усереднення дозволяє відкинути ефект впливу випадкових коливань. По–друге, підчас виконання процедур виникає початкова інформація про довжину серій значень ресурсу, що досліджується, протягом яких можна говорити про сталі параметри, що моделюють його випадкові величини.

Принципові властивості МСМ-прогнозів, а також їх порівняльні характеристики по відношенню до АСМ-прогнозів можуть бути продемонстровані за допомогою ряду значень індексу ПФТС за період з 05.05.2004 по 17.06.2004р. Для розрахунку параметрів  $\bar{\mu}$  і  $\bar{\sigma}^2$  була узята базова вибірка об'ємом  $k = 12$ . У даному прикладі  $\bar{\mu} = -0,01, \bar{\sigma} = 0,003$  [129].

Значення прогнозів і меж довірчих інтервалів  $(\bar{x}_t \pm \bar{s}_t, \bar{x}_t \pm 2\bar{s}_t)$ , одержані в ході виконання одночасної АСМ і МСМ-процедур, відображені в табл. 3.4.

## Прогнозні і фактичні значення індексу ПФТС

№	Дата	Значення $x_t$	АСМ-прог ноз $\bar{x}_t$	МСМ-прог ноз $\bar{x}_t$	Нижня межа-1 $\bar{x}_t - \bar{s}_t$	Верхня межа-1 $\bar{x}_t + \bar{s}_t$	Нижня межа-2 $\bar{x}_t - 2\bar{s}_t$	Верхня межа-2 $\bar{x}_t + 2\bar{s}_t$
0	05.05.2004	146,77	146,77	146,77	146,77	146,77	146,77	146,77
1	06.05.2004	146,8	145,95	145,71	143,21	148,22	140,71	150,72
2	07.05.2004	145,99	145,14	144,67	141,15	148,18	137,64	151,70
3	11.05.2004	144,42	144,32	143,63	139,35	147,90	135,08	152,18
4	12.05.2004	144,08	143,50	142,59	137,69	147,50	132,79	152,40
5	13.05.2004	141,77	142,69	141,57	136,13	147,01	130,69	152,45
6	14.05.2004	140,38	141,87	140,55	134,64	146,47	128,72	152,38
7	17.05.2004	140,72	141,05	139,54	133,20	145,89	126,85	152,23
8	18.05.2004	140,71	140,24	138,54	131,80	145,27	125,07	152,01
9	19.05.2004	139,78	139,42	137,54	130,45	144,63	123,36	151,73
10	20.05.2004	139,89	138,60	136,55	129,13	143,98	121,71	151,40
11	21.05.2004	146,5	137,79	135,57	127,84	143,30	120,11	151,03
12	24.05.2004	145,75	136,97	134,60	126,58	142,61	118,56	150,63
13	25.05.2004	146,73	136,15	133,63	125,35	141,91	117,06	150,20
14	26.05.2004	147,86	135,34	132,67	124,13	141,20	115,60	149,74
15	27.05.2004	144,96	134,52	131,72	122,94	140,49	114,17	149,26
16	28.05.2004	144,79	133,70	130,77	121,77	139,76	112,78	148,76
17	01.06.2004	147,18	132,89	129,83	120,62	139,03	111,42	148,24
18	02.06.2004	146,36	132,07	128,89	119,49	138,30	110,08	147,71
19	03.06.2004	142,81	131,25	127,97	118,37	137,56	108,78	147,16
20	04.06.2004	138,28	130,44	127,05	117,27	136,82	107,50	146,60
21	07.06.2004	137,08	129,62	126,13	116,19	136,08	106,25	146,02
22	08.06.2004	135,24	128,80	125,23	115,12	135,33	105,02	145,44
23	09.06.2004	135,36	127,99	124,33	114,07	134,59	103,81	144,85
24	10.06.2004	136,78	127,17	123,43	113,03	133,84	102,62	144,25
25	11.06.2004	137,05	126,35	122,55	112,00	133,09	101,46	143,64
26	14.06.2004	133,44	125,54	121,67	110,99	132,34	100,31	143,02
27	15.06.2004	135,72	124,72	120,79	109,99	131,59	99,19	142,40
28	16.06.2004	135,63	123,90	119,92	109,00	130,85	98,08	141,77
29	17.06.2004	134,78	123,09	119,06	108,02	130,10	96,99	141,13

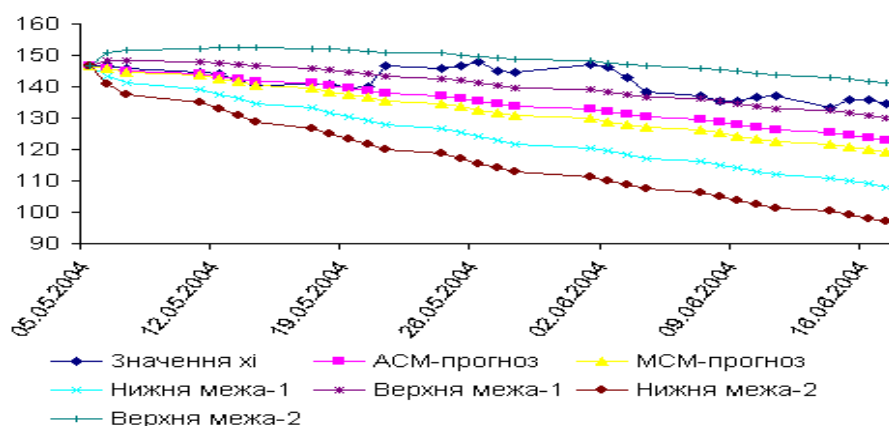


Рис. 3.6. Прогнозні і фактичні значення індексу ПФТС.

## Прогнозні значення індексу ПФТС на березень та квітень 2008

№	Дата	Значення $X_t$	АСМ-прог ноз $\bar{X}_t$	МСМ-прог ноз $\bar{X}_t$	Нижня межа-1 $\bar{X}_t - \bar{S}_t$	Верхня межа-1 $\bar{X}_t + \bar{S}_t$	Нижня межа-2 $\bar{X}_t - 2\bar{S}_t$
0	03.03.2008	1 090,40	1 090,40	1 090,40	1 090,40	1 090,40	1 090,40
1	04.03.2008	1089,40	1089,52	1076,79	1102,25	1064,06	1114,98
2	05.03.2008	1088,40	1088,64	1070,65	1106,63	1052,66	1124,62
3	06.03.2008	1087,40	1087,76	1065,74	1109,77	1043,73	1131,79
4	07.03.2008	1086,40	1086,88	1061,48	1112,28	1036,08	1137,68
5	11.03.2008	1085,40	1086,00	1057,62	1114,38	1029,25	1142,76
6	12.03.2008	1084,40	1085,12	1054,06	1116,19	1023,00	1147,25
7	13.03.2008	1083,39	1084,25	1050,72	1117,77	1017,20	1151,30
8	14.03.2008	1082,39	1083,37	1047,56	1119,18	1011,75	1155,00
9	17.03.2008	1081,39	1082,50	1044,54	1120,45	1006,59	1158,41
10	18.03.2008	1080,39	1081,62	1041,64	1121,60	1001,67	1161,58
11	19.03.2008	1079,39	1080,75	1038,85	1122,64	996,96	1164,54
12	20.03.2008	1078,39	1079,87	1036,15	1123,60	992,42	1167,32
13	21.03.2008	1077,39	1079,00	1033,53	1124,48	988,05	1169,95
14	24.03.2008	1076,39	1078,13	1030,97	1125,29	983,82	1172,44
15	25.03.2008	1075,39	1077,26	1028,49	1126,03	979,71	1174,80
16	26.03.2008	1074,39	1076,39	1026,05	1126,72	975,72	1177,06
17	27.03.2008	1073,39	1075,52	1023,68	1127,36	971,83	1179,20
18	28.03.2008	1072,39	1074,65	1021,35	1127,95	968,04	1181,26
19	31.03.2008	1071,39	1073,78	1019,06	1128,50	964,34	1183,23
20	01.04.2008	1070,39	1072,91	1016,81	1129,01	960,71	1185,11
21	02.04.2008	1069,38	1072,05	1014,61	1129,49	957,16	1186,93
22	03.04.2008	1068,38	1071,18	1012,43	1129,93	953,69	1188,68
23	04.04.2008	1067,38	1070,32	1010,29	1130,34	950,27	1190,36
24	07.04.2008	1066,38	1069,45	1008,19	1130,72	946,92	1191,98
25	08.04.2008	1065,38	1068,59	1006,11	1131,07	943,63	1193,55
26	09.04.2008	1064,38	1067,72	1004,05	1131,39	940,39	1195,06
27	10.04.2008	1063,38	1066,86	1002,03	1131,69	937,20	1196,52
28	11.04.2008	1062,38	1066,00	1000,03	1131,97	934,06	1197,94
29	14.04.2008	1061,38	1065,14	998,05	1132,22	930,97	1199,31
30	15.04.2008	1060,38	1064,28	996,10	1132,45	927,92	1200,63

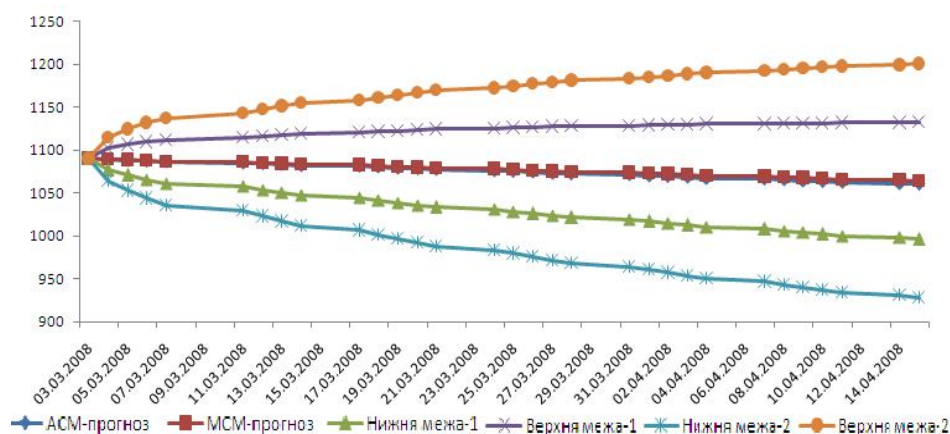


Рис. 3.7. Прогнозні значення індексу ПФТС на березень – квітень 2008.

Як репрезентують рис. 3.6 та рис. 3.7, розходження між величинами АСМ- і МСМ-прогнозів неістотне. Це вказує на те, що обидві моделі однаково добре відображають тенденції і закономірності, які є в динаміці спостережуваного показника.

У випадку, коли прогностична інформація призначена для забезпечення перманентного процесу управління, то на базі МСМ може бути побудована схема ковзного прогнозування.

На рис. 3.8 представлені результати побудови ковзного МСМ-прогнозу по ряду щоденних значень індексу ПФТС 2007 р. Розміщення графіків наочно демонструє відсутність сталих систематичних розбіжностей між прогнозними і фактичними значеннями. Це дозволяє дати МСМ методиці позитивну характеристику.

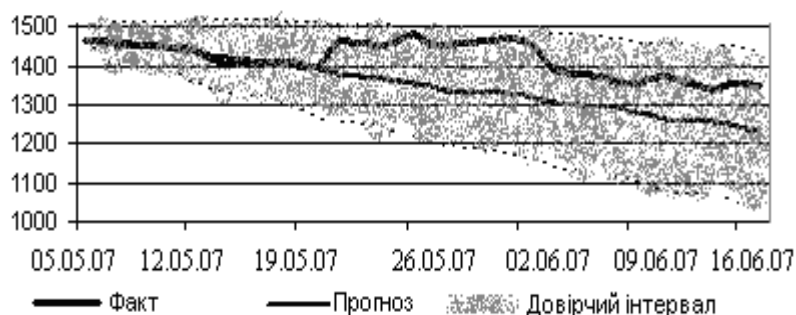


Рис. 3.8. Ковзний прогноз індексу ПФТС, побудований по ряду щоденних значень за 2007 р.

Графік коефіцієнта відносного відхилення прогнозу показаний на рис. 3.9. Також на рис. 3.9 зображена гістограма коефіцієнтів відносного відхилення для АСМ-прогнозу, для початкових даних з параметрами  $k = 90, n = 45$ . Тобто в умовах даного прикладу обидві методики прогнозування є альтернативними відносно одна одної.

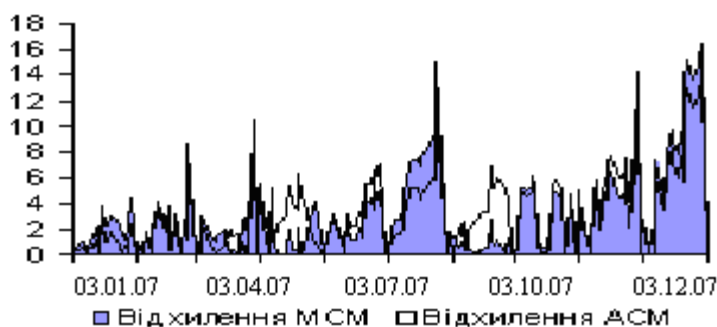


Рис. 3.9. Відносні відхилення фактичних щоденних значень індексу ПФТС від прогнозних за 2007 р.

Запропонована модель може застосовуватися не лише в межах окремих (штучно) вибраних часових інтервалів, але побудови ковзного МСМ-прогнозу по ряду щоденних значень індексу ПФТС. Слід зауважити, що, як і в попередньому прикладі, нами не спостережено систематичні розбіжності між реалізованими значеннями, що передбачаються і фактичними, а коливання одних щодо інших не виходить за коридор  $\bar{x}_t \pm 2\bar{s}_t$ .

Ефективність застосування МСМ є обґрунтованим лише для випадку підтвердження гіпотези про логарифмічно нормальний розподіл коефіцієнтів переходу. Доцільним є значення параметрів теоретичного розподілу  $N(\mu, \sigma^2)$  з яким ми порівнюємо фактичні значення логарифмів коефіцієнтів переходу  $(\ln(w_t))$ , прийняти рівними вибіркового середньому  $\bar{\mu}$  і вибірковій дисперсії  $\bar{\sigma}^2$ . Результати перевірки гіпотези про нормальність логарифмів коефіцієнтів переходу, розрахованих за рядами значень індексу ПФТС, що охоплює період з 16.01.2004 по 30.04.2004 р., наведені в табл. 3.6. В даному випадку повна множина значень, які набуває  $\ln(w_t)$ , розбивається на 8 інтервалів вигляду:  $(-\infty, \bar{\mu} - 3\bar{\sigma})$ ;  $(\bar{\mu} - 3\bar{\sigma}, \bar{\mu} - 2\bar{\sigma})$ ; ...  $(\bar{\mu} + 2\bar{\sigma}, \bar{\mu} + 3\bar{\sigma})$ ;  $(\bar{\mu} + 3\bar{\sigma}, +\infty)$ , де  $\bar{\mu} = -0,01$ ,  $\bar{\sigma} = 0,0003$ .

В ході розрахунків одержуємо, що вибіркова статистика

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^8 \chi_j^2 = \sum_{j=1}^8 \frac{(v_j - np_j)^2}{np_j} = 4,186, \text{ не перевищує } \chi_{крит}^2 = 9,488, \text{ що}$$

відповідає надійності  $\beta = 0,05$  і  $l - 3 = 4$  степеням свободи.

Таблиця 3.6

**Перевірка гіпотези про нормальність розподілу серії логарифмів КЕП,  
що відповідають значенням індексу**

Інтервал	Верхня межа	Частота $v_j$	Відносна частота $v_j / n$	Імовірність попадання на $j$ -й інтервал $p_j$	$\chi_j^2$
$(-\infty, \bar{\mu} - 3 \cdot \bar{\sigma})$	-0,0616	0	0	0,0013	0,1040
$(\bar{\mu} - 3 \cdot \bar{\sigma}, \bar{\mu} - 2 \cdot \bar{\sigma})$	-0,0444	1	0,0125	0,0214	0,2961
$(\bar{\mu} - 2 \cdot \bar{\sigma}, \bar{\mu} - \bar{\sigma})$	-0,0272	9	0,1125	0,1359	0,3223
$(\bar{\mu} - \bar{\sigma}, \bar{\mu})$	-0,0100	23	0,2875	0,3413	0,6785
$(\bar{\mu}, \bar{\mu} + \bar{\sigma})$	0,0072	34	0,4250	0,3413	1,6421
$(\bar{\mu} + \bar{\sigma}, \bar{\mu} + 2 \cdot \bar{\sigma})$	0,0244	10	0,1250	0,1359	0,0699
$(\bar{\mu} + 2 \cdot \bar{\sigma}, \bar{\mu} + 3 \cdot \bar{\sigma})$	0,0416	3	0,0375	0,0214	0,9690
$(\bar{\mu} + 3 \cdot \bar{\sigma}, +\infty)$		0	0	0,0013	0,1040

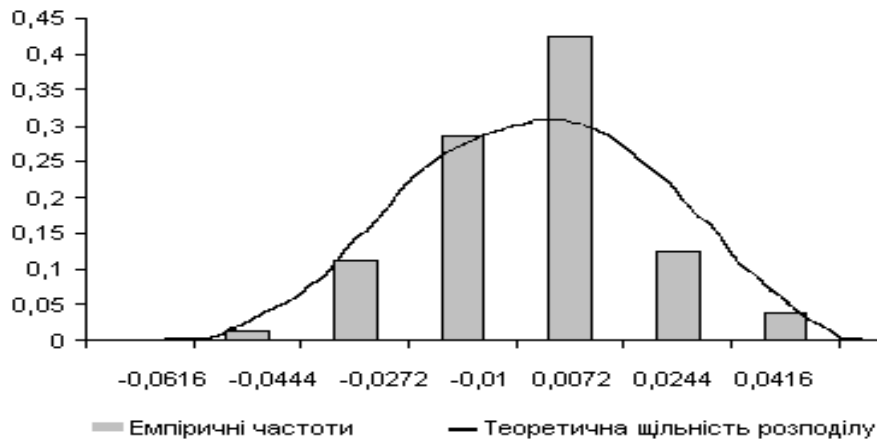


Рис. 3.10. Розподіл емпіричних частот  $v_j/n$  для серії логарифмів коефіцієнтів переходу, що відповідають значенням індексу ПФТС.

Результати перевірки, яка застосовувалась до серії  $\ln(w_t)$ , мають велике практичне значення. Вони дозволяють зробити обґрунтований висновок відносно ефективного використання МСМ для розв'язання задач прогнозування динаміки індексу ПФТС на відповідних часових інтервалах, але ці висновки залежать від початкових припущень при формуванні системи інтервалів, надійності  $\beta$ .

### 3.2. Реалізація алгоритмів моніторингу динаміки показників фондового ринку

Практичне використання процедур моніторингу для дослідження динаміки показників фондового ринку, нами запропоновано проводити саме на індексі ПФТС [82–84].

Результати виконання процедури моніторингу для ряду приростів, розраховані для середньотижневих значень індексу ПФТС (на момент закриття) за 1998–2003р., (рис. 3.11), та 2002–2007р., (рис. 3.12). Зокрема, на них відображено динаміку дробу Стюдента, який обчислюється відповідно алгоритму ковзного моніторингу. При цьому для розрахунку вибірових середніх і дисперсії використовувалась базова вибірка об'ємом  $k = 19$ . Також на рис. 3.11–3.12 відображене критичне значення дробу Стюдента з надійністю  $\beta = 0.05$  і  $\nu = 2(k - 1) = 36$  ступенів свободи. По його перетинах з графіком ковзного дробу Стюдента встановлюються принципово важливі характеристики параметрів, які досліджуємо: степінь мінливості, тривалість



інтервалів стабільності, кількісний розподіл “моментів розладу” на різних етапах розвитку української економіки.

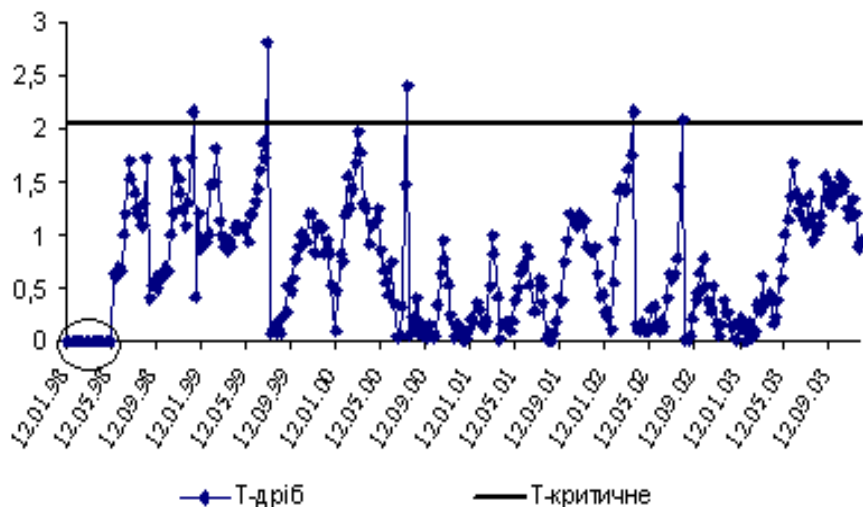


Рис. 3.11. Моніторинг середнього для приростів значень індексу ПФТС.

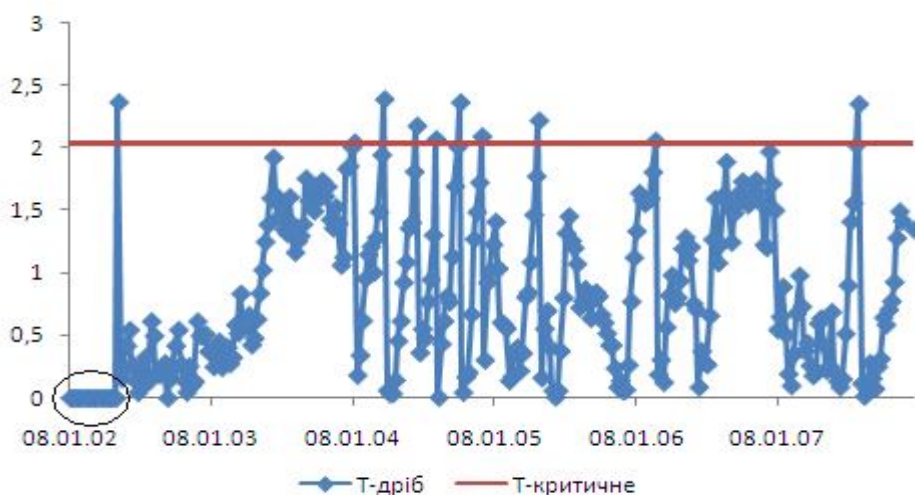


Рис. 3.12. Моніторинг середнього для приростів значень індексу ПФТС 2002–2007р.

Моніторинг дисперсії середньотижневих значень індексу ПФТС репрезентований на рис 3.13–3.14. На яких відображено графік ковзного дробу Фішера-Снедекора , а також критичного дробу Фішера-Снедекора з надійністю  $\beta = 0.05$  та  $\nu = 2(k - 1) = 18$  ступенів свободи і оберненого дробу до критичного значення Фішера-Снедекора , які дають знайти коридор для  $F$ - дробу. Черговий момент розладу настає, якщо значення дисперсії виходять за межі коридору.

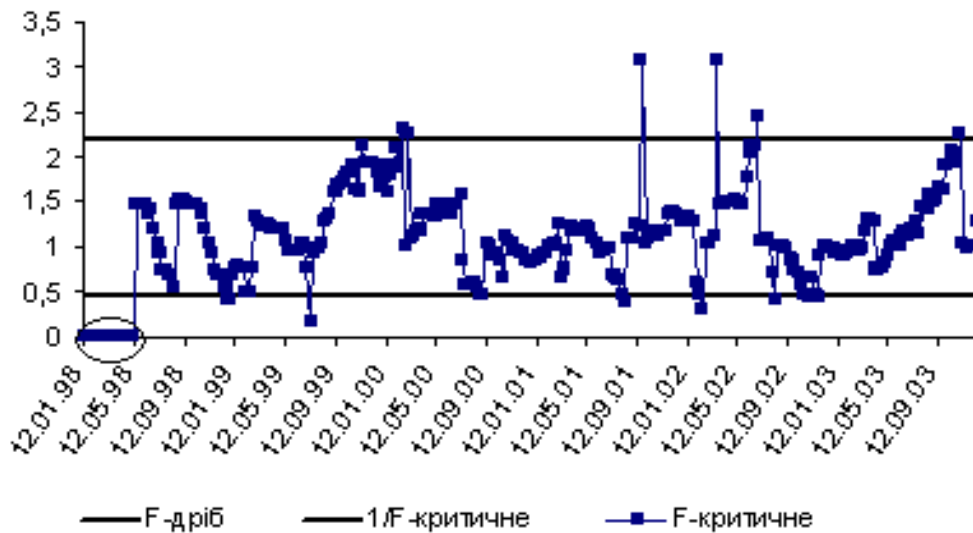


Рис. 3.13. Моніторинг дисперсії для приростів значень індексу ПФТС.

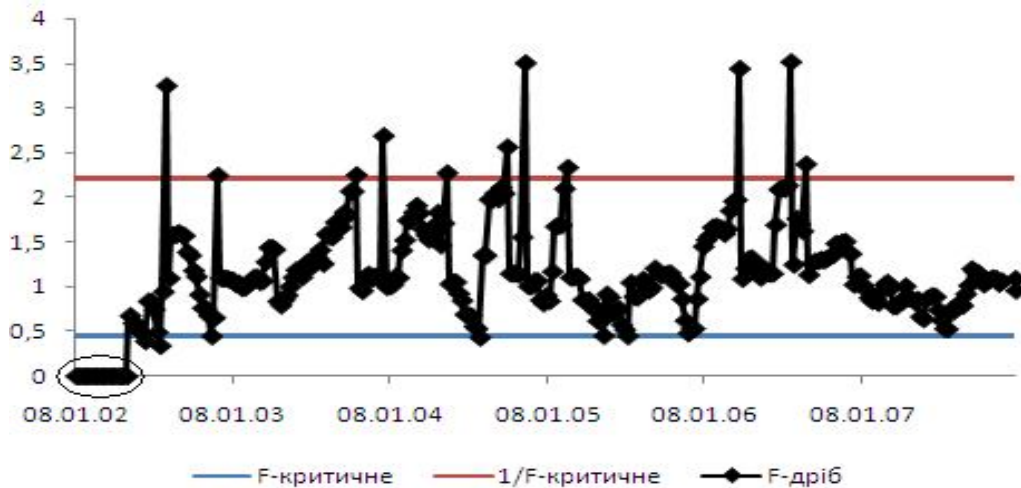


Рис. 3.14. Моніторинг дисперсії для приростів значень індексу ПФТС 2002–2007р.

Інтервали близькі до  $t_0$  з якого починається моніторинг, графіків на рис. 3.9–3.10, які виділені еліпсами, репрезентують той часовий проміжок, протягом якого процедура моніторингу не може початися, зважаючи на відсутність даних для формування базової вибірки [87].

Інтервали однорідності, одержані на основі описаних вище процедур моніторингу середнього і дисперсії наведені на рис. 3.15–3.16.

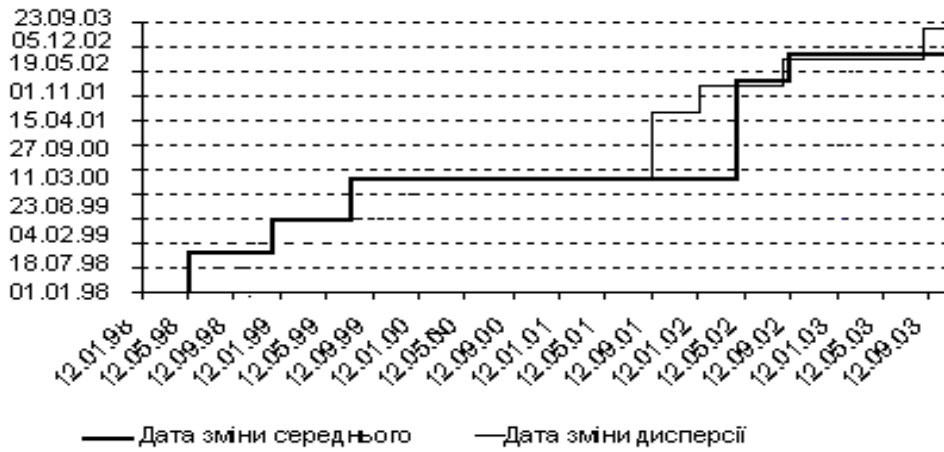


Рис. 3.15. Інтервали однорідності середнього і дисперсії для приростів, значень індексу ПФТС.

Структура графіка дозволяє візуально одержувати інформацію як про розміщення точки відносно інтервалу однорідності, так і про характеристики цілої системи інтервалів. З рис. 3.15 видно зміну середньої довжини інтервалів на протязі спостережуваних років, а також співвідношення між моментами розладу середнього і дисперсії значень індексу ПФТС.

Відмітимо основні закономірності динаміки даного показника в процедурі моніторингу: чітко виражена тенденція до збільшення середньої тривалості інтервалів однорідності для середнього і дисперсії, істотні зміни припадають на середину 2002 р; після настання моментів розладу дисперсія поводитьсь менш стабільно, ніж середнє.

Узагальнена характеристика інтервалів однорідності параметрів приростів, розрахованих для ряду середньотижневих значень індексу ПФТС за 1998–2003 р., наведена на рис. 3.16.

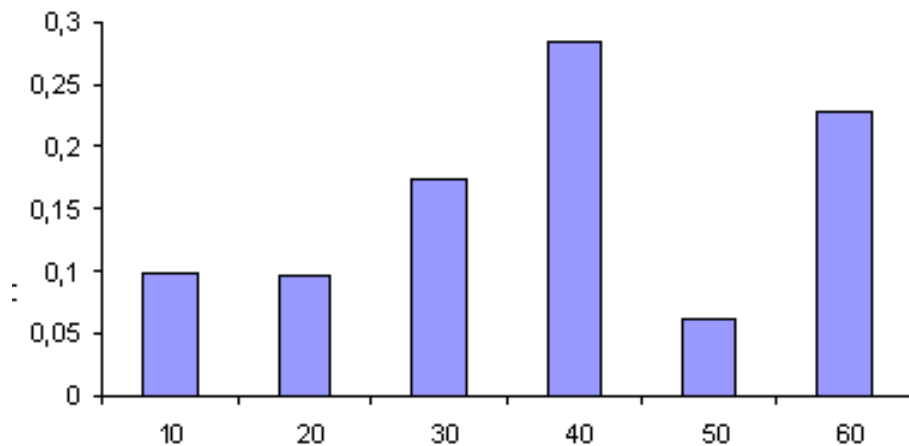


Рис. 3.16. Розподіл довжин інтервалів однорідності середнього і дисперсії.

Пояснюючи рис. 3.16 ми повинні врахувати, що при порівнянні відносних частот для “коротких” і “довгих” інтервалів враховується їх часова нерівноцінність. З другого боку в цей час українська економіка перебувала в перехідному періоді, що зумовило зростання числа моментів розладу тобто збільшення “коротких” інтервалів у гістограмі.

Візуальне порівняння рис. 3.15 і 3.17 виділяє відмінності в структурі інтервалів однорідності для середнього: при  $k = 15$  з’являються моменти розладу, що припадають на 2000–2002р. Достовірність подібних змін підтверджується виконанням процедури моніторингу при різних  $k$ .

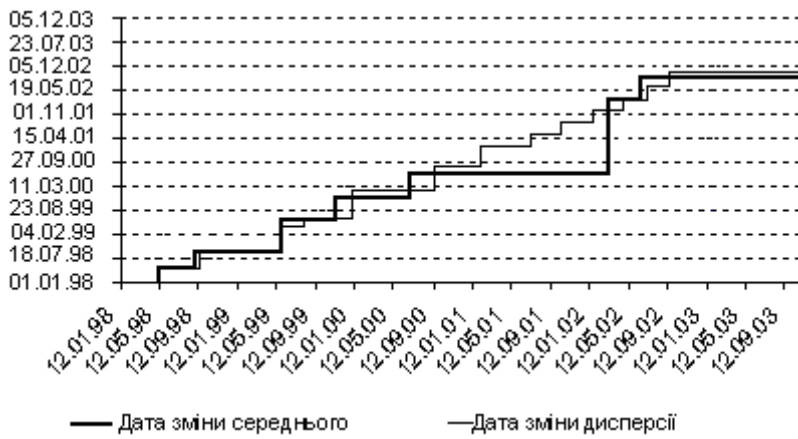


Рис. 3.17. Інтервали однорідності середнього і дисперсії для приростів, значень індексу ПФТС

Результати моніторингу стохастичних приростів, розрахованих для ряду, що стосується значно більшого часового масштабу, а саме середньомісячних значень індексу ПФТС за аналогічний період, відображені на рис. 3.18

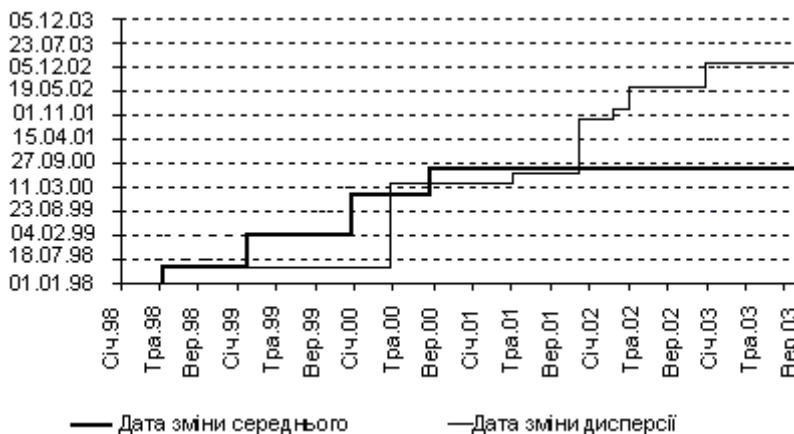


Рис. 3.18. Інтервали однорідності середнього і дисперсії для приростів, розрахованих для ряду середньомісячних значень індексу ПФТС. ( $k = 4$ )

Проаналізувавши рис. 3.15, 3.17 та 3.18 відмітимо їх узгодженість при фіксованому часі.

Застосування процедур моніторингу параметрів МСМ продемонструємо на конкретному прикладі. Для порівняння результатів процедур моніторингу АСМ та МСМ проведемо моніторинг параметрів МСМ для ряду середньотижневих значень індексу ПФТС за 1998–2001 р.

Динаміка ковзного дробу Стюдента, який обчислений за алгоритмом моніторингу середнього, репрезентована на рис 3.19–3.20.

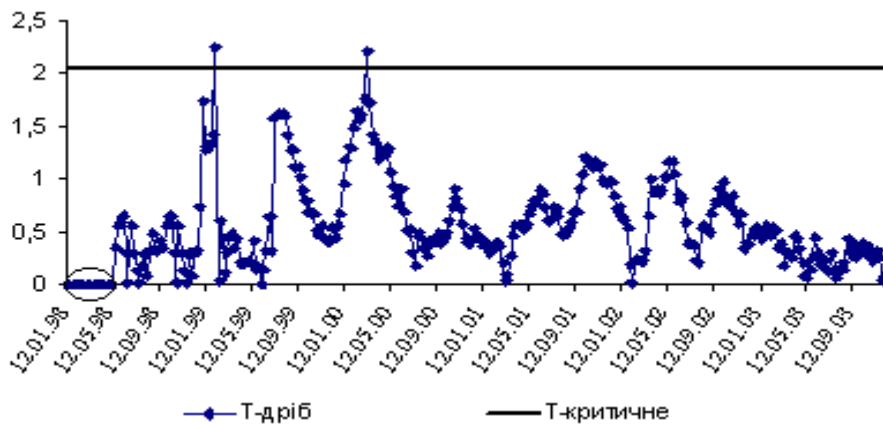


Рис.3.19. Моніторинг середнього для коефіцієнтів переходу індексу ПФТС

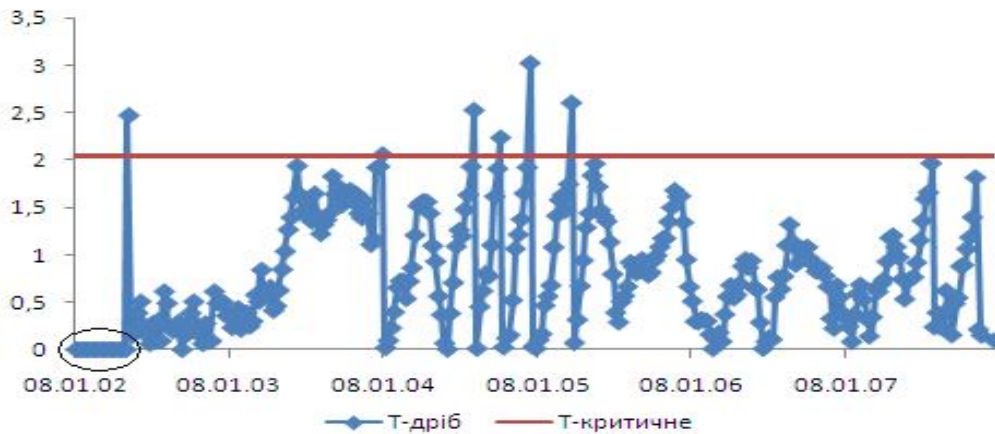


Рис.3.20. Моніторинг середнього для коефіцієнтів переходу індексу ПФТС 2002–2007р.

Із динаміки ковзних дробів Стюдента і Фішера-Снедекора моніторингу МСМ і АСМ впливає існування аналогічних закономірностей в їх поведінці, зокрема в густині розподілу на час моменту зміни параметрів випадкових

коефіцієнтів переходу (приростів). Рис. 3.21–3.22 ілюструють систему інтервалів однорідності середнього і дисперсії.

Відмітимо, що процедура моніторингу в рамках МСМ починаючи з середини 1998р дає більші проміжки однорідності параметрів і описує поведінку дисперсії істотно стабільнішою ніж це – в АСМ.

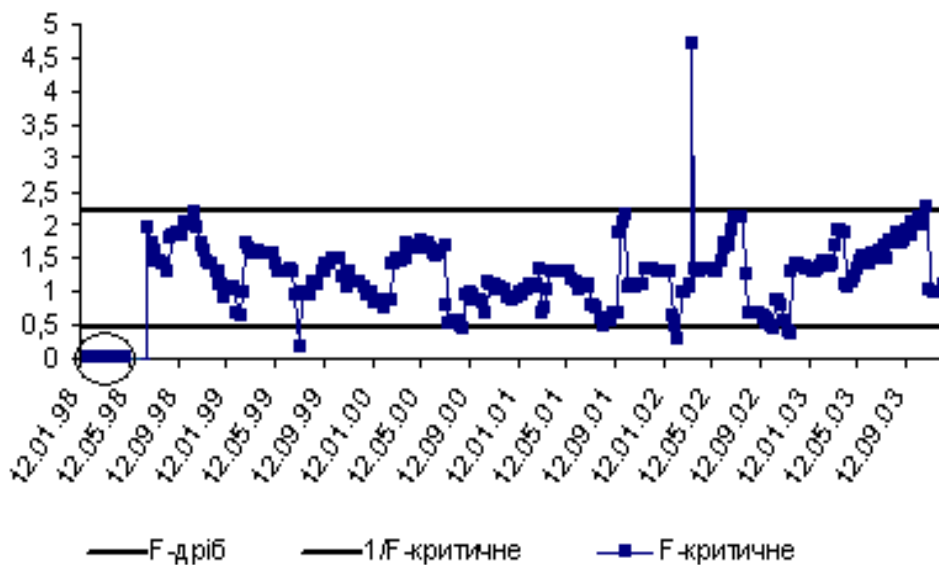


Рис. 3.21. Моніторинг дисперсії для коефіцієнтів переходу індексу ПФТС

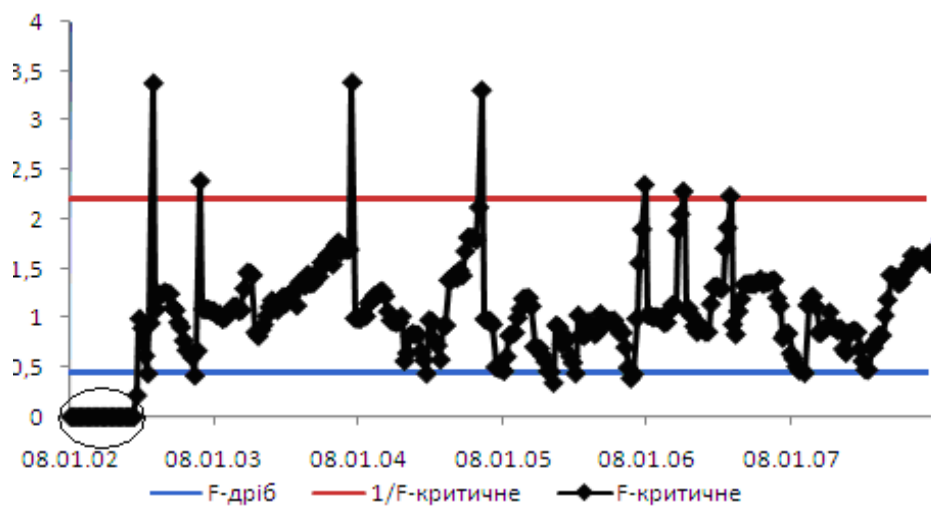


Рис. 3.22. Моніторинг дисперсії для коефіцієнтів переходу індексу ПФТС 2002–2007р.

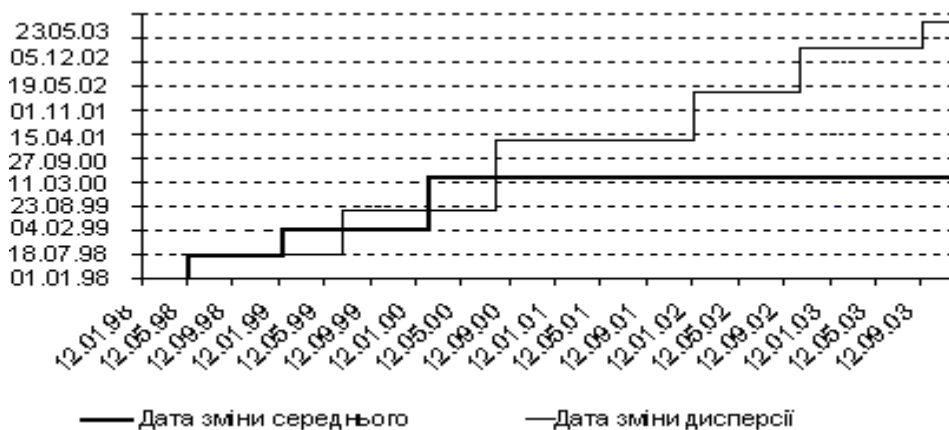


Рис. 3.17. Інтервали однорідності параметрів для коефіцієнтів переходу значень індексу ПФТС

Причини розходження значень процедур в рамках АСМ і МСМ приховані в технічних можливостях цих процедур прогнозування, вони по-різному відмічають темпи змін обсягу ресурсу, це відбивається на оцінках дисперсії як міри змін.

Одночасна оцінка результатів процедур обох моніторингів репрезентована на рис. 3.18. На ньому можна співставити густини розподілу довжин інтервалів однорідності двох графіків. Очевидно, що графіки не мають істотних відмінностей, тому на вищому рівні підтверджено тезу про не суперечність результатів одержаних АСМ і МСМ, це пояснює їх значимість.

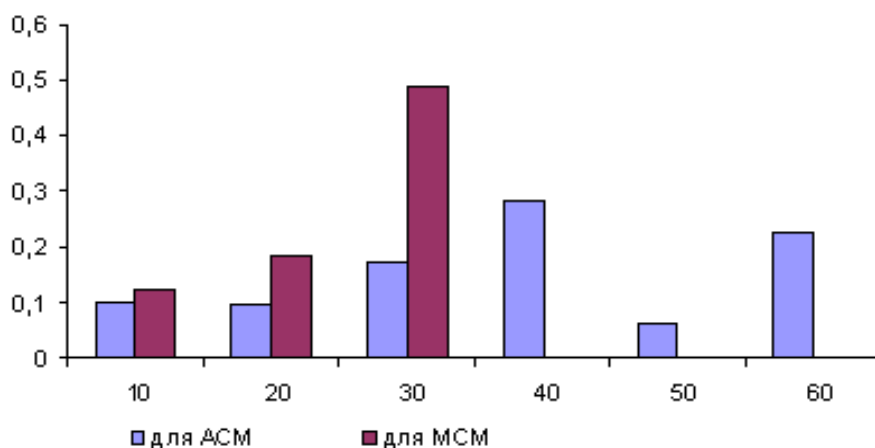


Рис. 3.18. Розподіл значень довжин інтервалів однорідності параметрів приростів і коефіцієнтів переходу значень індексу ПФТС

Звідси випливає, що ці моделі можуть ефективно використовуватися для дослідження багатьох показників фондового ринку, тобто ці методи мають універсальний характер [88].

### **3.3. Застосування спектрального аналізу для дослідження розвитку фондового ринку**

Продемонструємо можливості практичного застосування методів спектрального аналізу для дослідження закономірностей динаміки часових рядів показників фондового ринку [130]. Використаємо статистичну базу часових рядів індексу ПФТС, валютних курсів і котирувань акцій провідних українських компаній.

Процедура спектрального аналізу безпосередньо застосовується до серій приростів і коефіцієнтів переходу, розрахованих для ряду середньотижневих значень базових показників. Ми можемо говорити лише умовно про виконання вимоги стаціонарності, але ми можемо вважати, що реалізації випадкових процесів мають тренд тільки в середньому, а він не вносить особливих спотворень в оцінки з  $\omega \neq 0$ . Тижнева шкала вибрана тому, що усереднення по тижнях згладжує вплив випадкових флуктуації і зберігає можливість виявлення високочастотних циклів.

Для аналізу закономірностей, що повторюються, була узята серія приростів, розрахованих по ряду значень індексу ПФТС за період з 12.01 1998 по 31.12. 2003 р. Вибір точки відсікання  $m$  обумовлений довжиною максимального спостережуваного періоду на вибраний календарний термін. Зокрема  $m = 52$ , тобто ми маємо можливість визначити цикл з періодом не більше двох років, а точніше 104 тижні. Таке обмеження має сенс, якщо розглядати дані за шість років  $n = 308$ .

Значення спектральних оцінок Тюкі–Хеннінга [110] і Парзена [112] розраховані за формулами (2.73), (2.74), (2.76), а також значення нижньої і верхньої меж довірчого інтервалу для згладжених оцінок Тюкі–Хеннінга, що розраховані за формулою (2.77) при надійності  $\beta = 0.05$  наведені в табл. 3.7.



**Оцінки спектральної щільності, обчислені за рядом значень приростів  
індексу ПФТС за період з 12.01 1998 по 31.12. 2003 р.,  $m = 52$**

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тюкі-Хеннінга (згладжені) $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
0	2,757	2,396	2,394	1,044	4,194
1	2,035	1,851	1,908	0,807	3,240
2	0,577	0,928	0,978	0,404	1,624
3	0,523	0,497	0,440	0,217	0,869
4	0,364	0,560	0,529	0,244	0,980
5	0,987	0,891	0,902	0,389	1,560
6	1,227	1,052	1,044	0,459	1,841
7	0,768	0,795	0,779	0,347	1,392
8	0,419	0,447	0,451	0,195	0,782
9	0,183	0,434	0,475	0,189	0,759
10	0,951	0,838	0,813	0,365	1,467
<b>11</b>	<b>1,269</b>	<b>1,062</b>	<b>0,993</b>	<b>0,463</b>	<b>1,858</b>
12	0,758	0,768	0,826	0,335	1,343
13	0,286	0,618	0,689	0,269	1,081
14	1,140	0,827	0,755	0,361	1,448
15	0,743	0,768	0,755	0,335	1,344
16	0,446	0,577	0,631	0,252	1,010
<b>17</b>	<b>0,674</b>	<b>0,532</b>	<b>0,513</b>	<b>0,232</b>	<b>0,931</b>
18	0,335	0,421	0,415	0,183	0,736
19	0,339	0,355	0,359	0,155	0,621
20	0,408	0,341	0,320	0,149	0,597
21	0,210	0,264	0,264	0,115	0,461
22	0,228	0,262	0,268	0,114	0,459
23	0,384	0,375	0,368	0,163	0,655
<b>24</b>	<b>0,502</b>	<b>0,468</b>	<b>0,469</b>	<b>0,204</b>	<b>0,819</b>
<b>25</b>	<b>0,483</b>	<b>0,467</b>	<b>0,478</b>	<b>0,203</b>	<b>0,817</b>
26	0,399	0,392	0,399	0,171	0,686
27	0,286	0,306	0,299	0,133	0,535
28	0,252	0,242	0,237	0,105	0,423
29	0,177	0,245	0,239	0,107	0,429
30	0,375	0,282	0,284	0,123	0,494
31	0,202	0,327	0,339	0,143	0,573
<b>32</b>	<b>0,530</b>	<b>0,382</b>	<b>0,358</b>	<b>0,167</b>	<b>0,669</b>
33	0,266	0,282	0,302	0,123	0,494
34	0,067	0,242	0,264	0,105	0,424
35	0,568	0,308	0,265	0,134	0,538
36	0,028	0,208	0,223	0,091	0,365
37	0,210	0,181	0,200	0,079	0,317
38	0,278	0,247	0,213	0,108	0,433
39	0,224	0,204	0,212	0,089	0,358
40	0,091	0,247	0,250	0,107	0,432
41	0,580	0,330	0,319	0,144	0,577
42	0,069	0,355	0,379	0,155	0,621
43	0,702	0,459	0,427	0,200	0,802
44	0,362	0,403	0,418	0,176	0,705
45	0,186	0,388	0,423	0,169	0,679

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (згладжені) $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
46	0,818	0,496	0,457	0,216	0,868
47	0,162	0,404	0,411	0,176	0,707
48	0,474	0,330	0,343	0,144	0,578
49	0,211	0,347	0,334	0,151	0,607
50	0,492	0,380	0,378	0,166	0,665
51	0,326	0,447	0,451	0,195	0,781
52	0,642	0,413	0,490	0,180	0,723

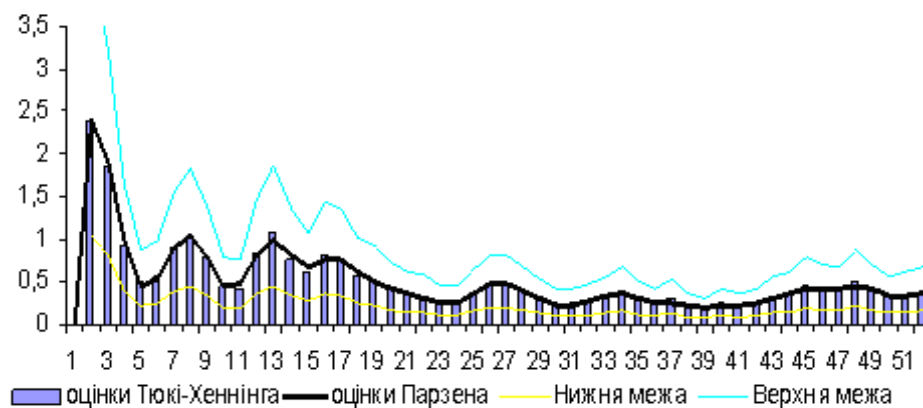


Рис. 3.22. Оцінки спектральної щільності, для значень приростів індексу ПФТС  $m = 52$

Порівнюючи розташування стовпців, що відповідають згладженим оцінкам Тьюкі-Хеннінга і графік оцінок Парзена робимо висновок про суттєве співпадання результатів обох методик спектрального аналізу, тому сумісне їх використання є гарантією об'єктивності одержаних висновків.

Таблиця 3.8

**Оцінки спектральної щільності, обчислені за рядом значень приростів індексу ПФТС за період з 08.01.2002 р. по 29.02.2008 р.,  $m = 52$**

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (згладжені) $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
0	217,2913	96,5654	300,0849	42,0864	168,9895
1	-24,1605	157,8537	256,0482	68,7979	276,2440
2	462,4444	147,7906	152,7988	64,4121	258,6335
3	-309,5659	66,3053	66,7415	28,8981	116,0343
4	421,9086	54,7140	41,3204	23,8462	95,7494
5	-315,3956	53,2468	53,7444	23,2067	93,1819

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тюкі-Хеннінга (згладжені) $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
6	421,8697	73,1331	80,8488	31,8738	127,9829
7	-235,8115	109,4369	97,0684	47,6962	191,5145
8	487,5008	81,9581	81,5544	35,7201	143,4266
9	-411,3577	57,9759	76,6946	25,2678	101,4578
<b>10</b>	<b>567,1182</b>	<b>108,3539</b>	<b>103,5906</b>	<b>47,2242</b>	<b>189,6193</b>
<b>11</b>	<b>-289,4632</b>	<b>107,3157</b>	<b>101,4151</b>	<b>46,7718</b>	<b>187,8025</b>
12	441,0710	47,9732	55,5615	20,9083	83,9532
13	-400,7858	15,0692	18,0531	6,5677	26,3712
14	420,7776	16,3707	11,6587	7,1349	28,6487
15	-375,2866	21,4377	15,4801	9,3433	37,5160
16	415,5465	10,7369	11,4162	4,6795	18,7896
17	-412,8589	15,0091	15,1818	6,5415	26,2660
18	470,2078	50,1114	43,6650	21,8402	87,6949
19	-327,1113	83,4641	90,7263	36,3765	146,0622
20	517,8713	136,3038	140,8648	59,4057	238,5316
<b>21</b>	<b>-163,4163</b>	<b>161,1502</b>	<b>153,3939</b>	<b>70,2346</b>	<b>282,0129</b>
22	453,5623	104,3448	113,9797	45,4769	182,6033
23	-326,3292	69,6485	74,7919	30,3551	121,8849
24	477,6902	68,4957	58,9400	29,8527	119,8675
25	-355,0684	50,7601	49,0405	22,1229	88,8301
26	435,4868	43,4938	46,5290	18,9560	76,1141
27	-341,9301	52,1827	54,1944	22,7430	91,3197
<b>28</b>	<b>457,1042</b>	<b>62,9660</b>	<b>59,7518</b>	<b>27,4427</b>	<b>110,1904</b>
29	-320,4145	53,3401	50,1218	23,2474	93,3452
30	397,0853	29,2816	34,9100	12,7619	51,2428
31	-356,6297	34,6277	36,5501	15,0919	60,5984
32	454,6849	51,7192	45,3258	22,5410	90,5086
33	-345,8631	36,7633	38,1624	16,0227	64,3358
34	384,0947	20,8739	24,1697	9,0975	36,5293
35	-338,8308	20,9164	18,4455	9,1161	36,6038
36	377,2326	20,0457	20,7183	8,7366	35,0799
37	-335,4518	26,8913	24,9183	11,7201	47,0597
38	401,2361	20,7368	20,8601	9,0378	36,2894
39	-384,0731	14,6034	15,9300	6,3647	25,5560
40	425,3238	27,4857	22,5842	11,9792	48,0999
41	-356,6318	34,1344	38,7172	14,8769	59,7352
42	424,4774	57,9041	60,2418	25,2365	101,3321
<b>43</b>	<b>-260,7066</b>	<b>70,0009</b>	<b>64,9699</b>	<b>30,5087</b>	<b>122,5016</b>
44	376,9393	36,6824	42,3839	15,9874	64,1941
45	-346,4426	19,6259	20,3920	8,5536	34,3453
46	394,4494	16,1691	10,8759	7,0470	28,2959
47	-377,7797	8,1115	9,6050	3,5352	14,1951
48	393,5559	18,4088	18,2727	8,0232	32,2154
<b>49</b>	<b>-335,6970</b>	<b>28,1393</b>	<b>27,3486</b>	<b>12,2640</b>	<b>49,2438</b>
50	390,3952	27,7972	28,5336	12,1149	48,6450
51	-333,9047	25,1623	24,9429	10,9666	44,0340
52	378,0635	26,4797	22,4611	11,5408	46,3395

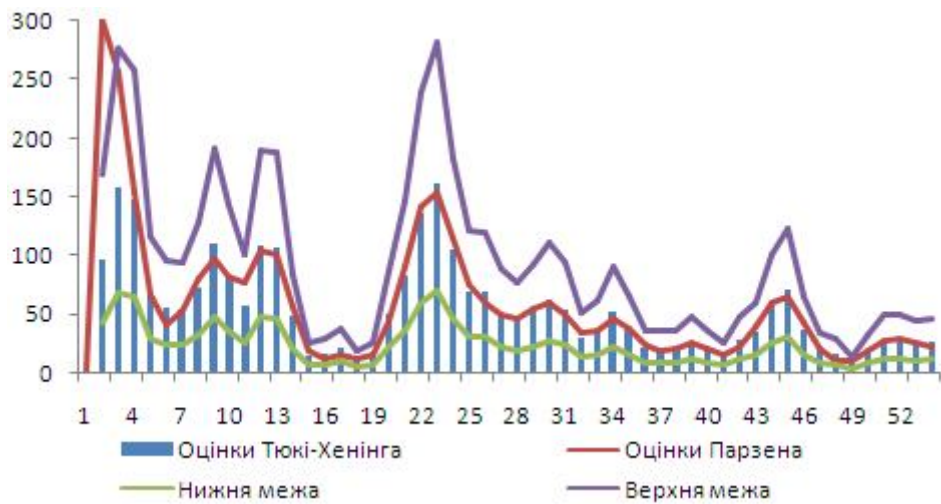


Рис. 3.23. Оцінки спектральної щільності, для значень приростів індексу ПФТС за період з 08.01.2002 р. по 29.02.2008 р.,  $m = 52$ .

Аналізуючи табл. 3.7–3.8. і рис. 3.22–3.23 на спектрі можемо виділити п'ять частотних смуг, де спостерігаються локальні вершини потужності періодичних коливань: 10–11, 17, 21–25, 32, 48–49.

Звідси випливає, що наявність відповідних циклів. Підрахувавши довжини періодів циклічних залежностей в тижнях маємо:

$$\frac{104}{11} = 9.45, \quad \frac{104}{17} = 6.11, \quad \frac{104}{24} = 4.3, \quad \frac{104}{32} = 3.25, \quad \frac{104}{48} = 2.17.$$

Оскільки при обчисленні були заокруглення то вони вносять свою лепту в похибки, крім того можуть бути похибки спровоковані випадковими флуктуаціями, все це вимагає критичного відношення до одержаних результатів.

Має сенс і припущення, що цикли, спостережені на частотній смузі  $j = 11$ , індукуються чинниками, що володіють щоквартальною періодичністю, але природно вважати, що вони мають менший період, наприклад двомісячний.

Наступна група виділених частотних смуг відповідає коливанню з періодом 6.11 тижня. Вони трактуються як кварталні.

Решта вершин на діаграмі спектральної щільності можуть бути пов'язані з щомісячними – 4.3 тижня, і двотижневими коливаннями – 2.17 тижня, але не суперечать змінам показника, що спостерігається. Трактуючи пік на смузі  $j = 32$  (період – 3.25 тижня) можемо пов'язати його хіба, що з повторним впливом кварталних коливань. Цей цикл може виникнути за рахунок витікання потужності циклів суміжних або кратних частотних смуг.

Зауважимо, що смузі  $j = 1:3$  відповідають оцінки спектральної щільності значно більші по абсолютній величині ніж для інших смуг, це пояснюється значним впливом тренду, тобто витіканням потужності  $\omega = 0$ .

Важливість вибору  $m$ , точки відсікання репрезентується на наступному прикладі. Проведемо спектральний аналіз тих ж самого ряду (прирости для індексу ПФТС за період з 12.01 1998 по 31.12. 2003 р.), але при  $m = 26$ . Його результати відображені в табл. 3.6 і на рис. 3.17.

Таблиця 3.9

**Оцінки спектральної щільності, обчислені за рядом значень приростів індексу ПФТС за період з 12.01 1998 по 31.12. 2003 р.,  $m = 26$**

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (згладжені) $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
0	4,967	4,875	4,869	2,125	8,531
1	4,782	3,867	3,946	1,685	6,767
2	0,936	2,031	2,129	0,885	3,555
3	1,471	1,090	0,989	0,475	1,908
4	0,483	1,076	1,026	0,469	1,883
5	1,867	1,665	1,667	0,726	2,913
<b>6</b>	<b>2,442</b>	<b>1,953</b>	<b>1,916</b>	<b>0,851</b>	<b>3,418</b>
7	1,061	1,323	1,375	0,577	2,316
8	0,729	0,696	0,681	0,303	1,218
9	0,265	0,542	0,496	0,236	0,949
10	0,910	0,885	0,893	0,386	1,549
11	1,457	1,458	1,453	0,635	2,552
<b>12</b>	<b>2,009</b>	<b>1,643</b>	<b>1,625</b>	<b>0,716</b>	<b>2,876</b>
13	1,097	1,254	1,326	0,547	2,195
<b>14</b>	<b>0,814</b>	<b>0,953</b>	<b>0,996</b>	<b>0,415</b>	<b>1,668</b>
<b>15</b>	<b>1,088</b>	<b>0,930</b>	<b>0,848</b>	<b>0,405</b>	<b>1,627</b>
16	0,729	0,704	0,714	0,307	1,231
17	0,269	0,548	0,592	0,239	0,958
18	0,923	0,585	0,521	0,255	1,023
19	0,223	0,454	0,443	0,198	0,795
20	0,448	0,388	0,444	0,169	0,680
21	0,435	0,511	0,508	0,223	0,895
22	0,727	0,497	0,436	0,216	0,869
23	0,098	0,270	0,247	0,118	0,473
24	0,157	0,180	0,255	0,079	0,315
25	0,308	0,570	0,591	0,249	0,998
<b>26</b>	<b>1,508</b>	<b>0,831</b>	<b>0,827</b>	<b>0,362</b>	<b>1,454</b>

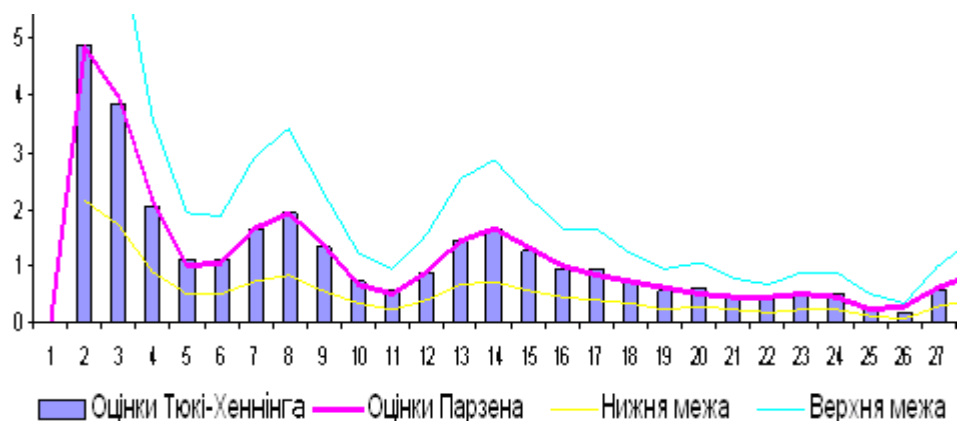


Рис. 3.24. Оцінки спектральної щільності, приростів індексу ПФТС,  $m = 26$ .

Таблиця 3.10

**Оцінки спектральної щільності, обчислені за рядом значень приростів індексу ПФТС за період з 08.01.2002 р. по 29.02.2008 р.,  $m = 26$**

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (згладжені) $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
0	1814,123	1784,452	1804,309	777,724	3122,791
1	1754,782	1497,625	1508,126	652,715	2620,844
2	666,814	835,473	885,234	364,127	1462,078
3	253,482	467,142	461,890	203,596	817,498
4	694,788	467,199	400,091	203,621	817,598
5	225,738	463,197	471,242	201,876	810,594
<b>6</b>	<b>706,522</b>	<b>474,561</b>	<b>482,445</b>	<b>206,829</b>	<b>830,481</b>
7	259,461	387,512	380,708	168,891	678,146
8	324,604	310,907	279,796	135,504	544,087
9	334,958	308,047	315,532	134,257	539,082
10	237,666	464,986	511,489	202,657	813,726
<b>11</b>	<b>1049,655</b>	<b>736,485</b>	<b>691,359</b>	<b>320,985</b>	<b>1288,848</b>
<b>12</b>	608,963	637,936	622,071	278,034	1116,389
13	284,165	387,456	443,962	168,866	678,048
14	372,532	419,164	427,440	182,686	733,537
<b>15</b>	<b>647,428</b>	<b>549,199</b>	<b>501,214</b>	<b>239,359</b>	<b>961,098</b>
16	529,408	484,862	474,506	211,319	848,508
17	233,204	372,450	405,321	162,326	651,787
18	493,984	455,554	447,177	198,546	797,220
19	601,045	581,864	571,650	253,596	1018,263
<b>20</b>	<b>631,383</b>	<b>650,776</b>	<b>661,739</b>	<b>283,630</b>	<b>1138,858</b>
21	739,292	633,891	638,256	276,271	1109,310
22	425,598	512,724	517,933	223,462	897,267
23	460,409	431,294	419,607	187,972	754,765
24	378,762	425,923	426,782	185,631	745,365
<b>25</b>	<b>485,757</b>	<b>513,921</b>	<b>521,560</b>	<b>223,984</b>	<b>899,362</b>
26	705,409	474,144	584,315	206,648	829,751

Встановлено, що при  $m = 26$  в спектральній щільності спостерігаються вершини на частотних смугах 6, 11–12, 14–15, 20 і 25–26. Вони співпадають з циклами, які були при  $m = 52$ , це свідчить про правильність проведених розрахунків і їхню об'єктивність. При  $m = 26$  вершини, що відповідали “малопотужним” циклам, стали ще меншими, що свідчить про небезпеку втрати періодичних залежностей для малих  $m$ . Наведений рис. 3.25 це підтверджує.

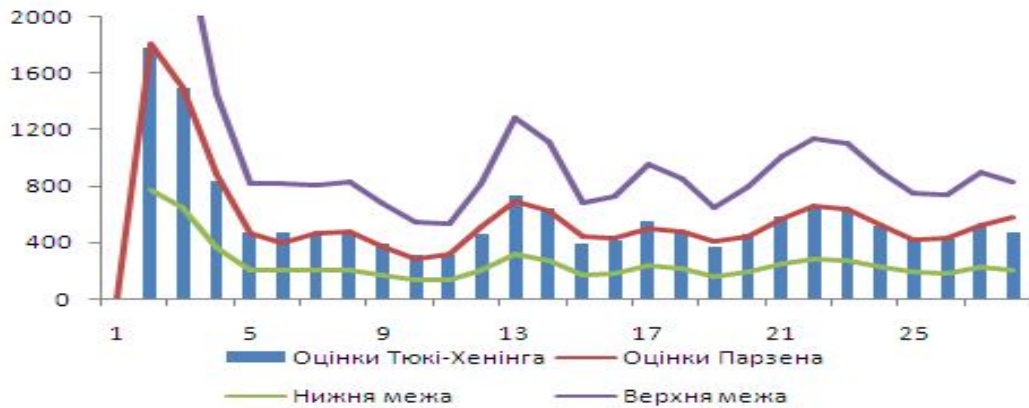


Рис. 3.25. Оцінки спектральної щільності, приростів індексу ПФТС за період з 08.01.2002 р. по 29.02.2008 р.,  $m = 26$

Повнішу інформацію про причини і природу періодичних залежностей в динаміці індексу ПФТС може дати аналіз, на базі іншої модифікації дискретної стохастичної моделі. Об'єктом спектрального розкладу є ряд значень коефіцієнтів переходу. Результати обчислення спектральних оцінок для коефіцієнтів переходу, які відповідають середньо тижневим значенням індексу ПФТС за період з 01.01 1998 по 31.12. 2003 р. наведені у табл. 3.11.

Таблиця 3.11

**Оцінки спектральної щільності, обчислені за рядом значень коефіцієнтів переходу індексу ПФТС за період з 12.01 1998 по 31.12. 2003 р.,  $m = 52$**

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тюкі-Хеннінга (згладжені) $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
0	0,0015	0,0013	0,0013	0,0006	0,0024
1	0,0012	0,0010	0,0010	0,0004	0,0018
2	0,0002	0,0005	0,0005	0,0002	0,0008
3	0,0003	0,0004	0,0003	0,0002	0,0006
4	0,0006	0,0005	0,0004	0,0002	0,0008
5	0,0005	0,0006	0,0006	0,0002	0,0010
<b>6</b>	<b>0,0008</b>	<b>0,0006</b>	<b>0,0006</b>	<b>0,0003</b>	<b>0,0011</b>
7	0,0004	0,0005	0,0005	0,0002	0,0008

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (згладжені) $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
8	0,0004	0,0003	0,0003	0,0001	0,0005
9	0,0001	0,0003	0,0003	0,0001	0,0004
10	0,0003	0,0004	0,0004	0,0002	0,0006
<b>11</b>	<b>0,0006</b>	<b>0,0006</b>	<b>0,0005</b>	<b>0,0002</b>	<b>0,0010</b>
12	0,0006	0,0006	0,0006	0,0003	0,0010
13	0,0005	0,0006	0,0007	0,0003	0,0011
14	0,0009	0,0007	0,0007	0,0003	0,0012
15	0,0005	0,0005	0,0005	0,0002	0,0009
16	0,0001	0,0003	0,0003	0,0001	0,0005
<b>17</b>	<b>0,0004</b>	<b>0,0003</b>	<b>0,0003</b>	<b>0,0001</b>	<b>0,0005</b>
18	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
19	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
20	0,0003	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
21	0,0001	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
22	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
23	0,0001	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
24	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
25	0,0003	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
26	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
27	0,0001	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002
28	0,0001	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001
29	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002
30	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
31	0,0001	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
32	0,0003	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
33	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
34	0,0001	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
<b>35</b>	<b>0,0004</b>	<b>0,0002</b>	<b>0,0002</b>	<b>0,0001</b>	<b>0,0003</b>
36	0,0000	0,0001	0,0001	0,0001	0,0002
37	0,0002	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002
38	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0002
39	0,0002	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002
40	0,0000	0,0001	0,0001	0,0001	0,0002
41	0,0004	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
<b>42</b>	<b>0,0002</b>	<b>0,0004</b>	<b>0,0004</b>	<b>0,0002</b>	<b>0,0007</b>
43	0,0009	0,0005	0,0005	0,0002	0,0009
44	0,0003	0,0004	0,0004	0,0002	0,0007
45	0,0001	0,0003	0,0004	0,0001	0,0006
<b>46</b>	<b>0,0009</b>	<b>0,0005</b>	<b>0,0005</b>	<b>0,0002</b>	<b>0,0010</b>
47	0,0003	0,0004	0,0004	0,0002	0,0007
48	0,0002	0,0002	0,0003	0,0001	0,0004
49	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
50	0,0003	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
51	0,0001	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
52	0,0004	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004



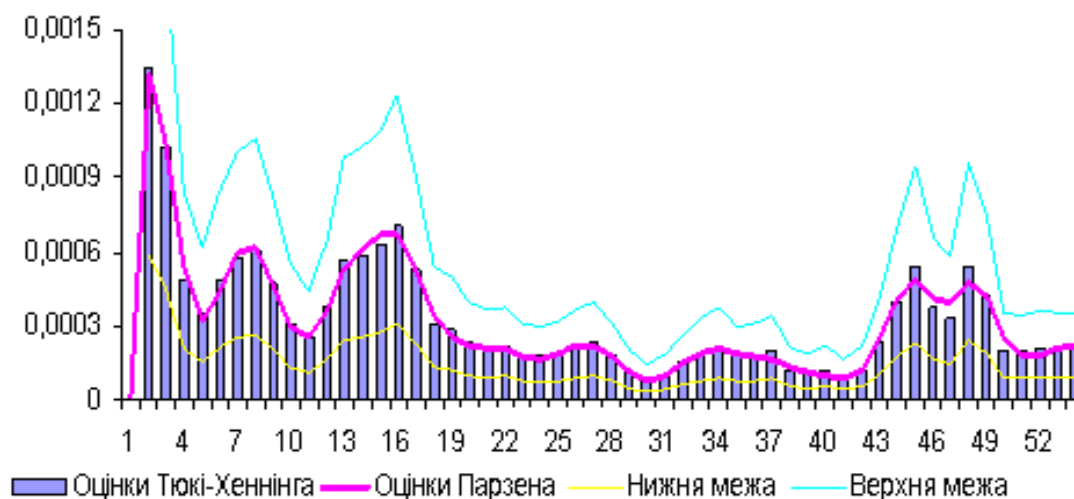


Рис. 3.26. Оцінки спектральної щільності, обчислені за рядом значень коефіцієнтів переходу індексу ПФТС,  $m = 52$ .

Таблиця 3.12

**Оцінки спектральної щільності, обчислені за рядом значень коефіцієнтів переходу індексу ПФТС за період з 08.01.2002 р. по 29.02.2008 р.,  $m = 52$**

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (згладжені) $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
0	0,0011	0,0013	0,0013	0,0006	0,0022
1	0,0014	0,0014	0,0014	0,0006	0,0024
2	0,0016	0,0018	0,0017	0,0008	0,0031
3	0,0024	0,0018	0,0017	0,0008	0,0031
4	0,0007	0,0014	0,0015	0,0006	0,0024
<b>5</b>	<b>0,0018</b>	<b>0,0015</b>	<b>0,0014</b>	<b>0,0006</b>	<b>0,0026</b>
6	0,0015	0,0014	0,0014	0,0006	0,0025
7	0,0009	0,0012	0,0012	0,0005	0,0021
8	0,0015	0,0012	0,0012	0,0005	0,0021
9	0,0008	0,0012	0,0012	0,0005	0,0020
<b>10</b>	<b>0,0015</b>	<b>0,0012</b>	<b>0,0012</b>	<b>0,0005</b>	<b>0,0021</b>
11	0,0011	0,0011	0,0011	0,0005	0,0020
12	0,0008	0,0009	0,0009	0,0004	0,0015
13	0,0008	0,0009	0,0009	0,0004	0,0016
14	0,0013	0,0010	0,0009	0,0004	0,0017
15	0,0006	0,0008	0,0008	0,0003	0,0014
16	0,0008	0,0008	0,0009	0,0004	0,0015
<b>17</b>	<b>0,0012</b>	<b>0,0011</b>	<b>0,0010</b>	<b>0,0005</b>	<b>0,0019</b>
18	0,0010	0,0010	0,0010	0,0005	0,0018
19	0,0008	0,0009	0,0010	0,0004	0,0016
20	0,0011	0,0009	0,0009	0,0004	0,0016
21	0,0007	0,0008	0,0008	0,0003	0,0014
22	0,0006	0,0006	0,0007	0,0003	0,0011
23	0,0005	0,0006	0,0007	0,0003	0,0011

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (згладжені) $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
24	0,0009	0,0008	0,0007	0,0003	0,0013
25	0,0007	0,0008	0,0008	0,0003	0,0014
26	0,0007	0,0007	0,0007	0,0003	0,0012
27	0,0006	0,0006	0,0006	0,0003	0,0011
28	0,0005	0,0005	0,0005	0,0002	0,0009
29	0,0004	0,0005	0,0005	0,0002	0,0008
30	0,0005	0,0004	0,0004	0,0002	0,0007
31	0,0003	0,0004	0,0004	0,0002	0,0007
32	0,0005	0,0005	0,0005	0,0002	0,0009
33	0,0007	0,0005	0,0004	0,0002	0,0008
34	0,0001	0,0003	0,0003	0,0001	0,0004
35	0,0002	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002
36	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002
37	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
<b>38</b>	<b>0,0002</b>	<b>0,0003</b>	<b>0,0002</b>	<b>0,0001</b>	<b>0,0004</b>
39	0,0003	0,0003	0,0003	0,0001	0,0005
40	0,0002	0,0003	0,0003	0,0001	0,0004
41	0,0003	0,0003	0,0003	0,0001	0,0005
42	0,0003	0,0003	0,0003	0,0002	0,0006
43	0,0004	0,0003	0,0002	0,0001	0,0005
44	-0,0001	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002
45	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0002
46	0,0003	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
47	0,0001	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
48	0,0005	0,0004	0,0003	0,0002	0,0006
49	0,0003	0,0004	0,0003	0,0002	0,0006
50	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
51	0,0001	0,0000	0,0001	0,0000	0,0001
52	-0,0002	0,0001	0,0000	0,0001	0,0002

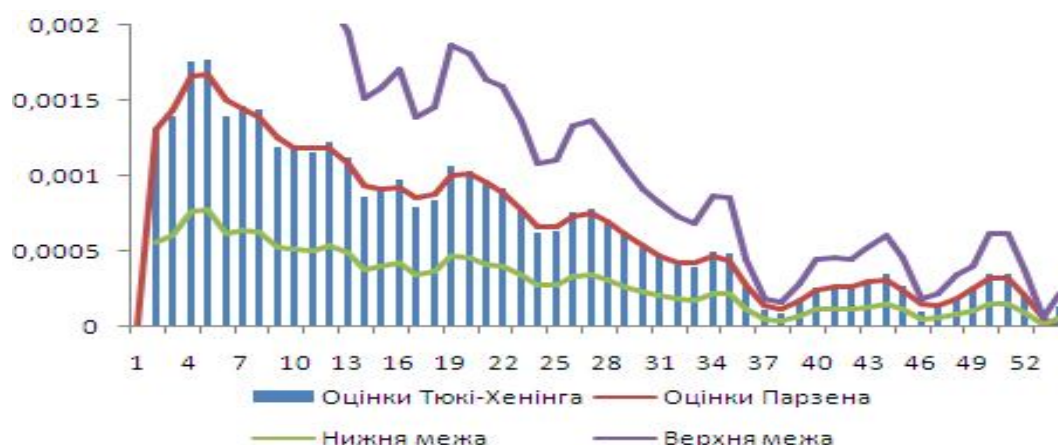


Рис. 3.27. Оцінки спектральної щільності, обчислені за рядом значень коефіцієнтів переходу індексу ПФТС за період з 08.01.2002 р. по 29.02.2008 р.,  $m = 52$ .

Для ряду коефіцієнтів переходу вершини розташовані в діапазонах 5–6, 10–11, 17, 35. Довжини періодів, у тижнях для циклічних компонент рівні:

$$\frac{104}{6} = 17.33, \quad \frac{104}{11} = 9.45, \quad \frac{104}{17} = 6.11, \quad \frac{104}{35} = 2.97.$$

З цього маємо висновок, що в динаміці індексу ПФТС є квартальні, напівквартальні та місячні цикли. Оскільки при розрахунках є певне заокруглення, а на певних смугах є витікання потужності то таке розміщення циклів для однієї періодичної компоненти цілком оправдане.

Результати порівняння графіків спектральних оцінок Парзена для рядів приростів і коефіцієнтів переходу, що відповідають даному часовому ряду, підтверджують ці висновки. На рисунку спостерігається узгодженість структури обох графіків, але є розбіжності в кінці спектру, оскільки ця зона, яка найбільш чутлива до витоку потужності.

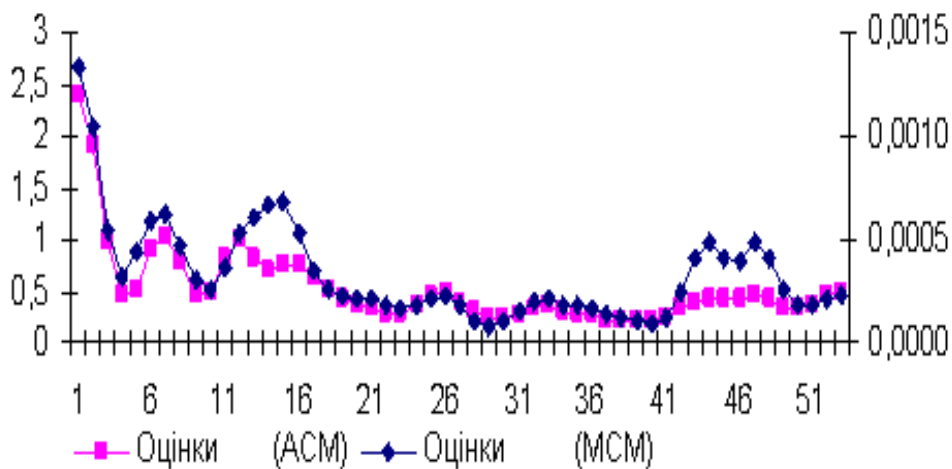


Рис. 3.28. Графік спектральної щільності, (оцінок Парзена) для рядів приростів і коефіцієнтів переходу індексу ПФТС,  $m = 52$

Розглянемо задачу узгодженості результатів процедур спектрального аналізу часових рядів, усереднених за різними часовими інтервалами. Порівняємо результати методик Тюкі-Хеннінга і Парзена для рядів приростів середньомісячних значень індексу ПФТС (табл. 3.13–3.14 і рис. 3.29–3.30).

**Оцінки спектральної щільності, розраховані для ряду приростів, які відповідають середньомісячним значенням індексу ПФТС за період з 12.01 1998 по 31.12. 2003 р.,  $m = 12$**

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (згладжені) $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
0	6,551	6,487	2,482	2,827	11,352
1	6,423	6,429	4,442	2,802	11,251
2	6,319	5,366	3,972	2,339	9,390
3	2,403	3,407	4,233	1,485	5,963
4	2,504	2,673	1,434	1,165	4,678
5	3,282	2,530	1,336	1,103	4,427
6	1,051	1,556	1,043	0,678	2,723
7	0,841	0,994	1,024	0,433	1,740
8	1,243	0,946	1,054	0,412	1,656
9	0,456	1,580	1,489	0,384	1,541
10	1,366	1,083	1,097	0,472	1,895
11	1,144	1,054	1,207	0,459	1,844
12	0,560	0,852	1,215	0,371	1,491

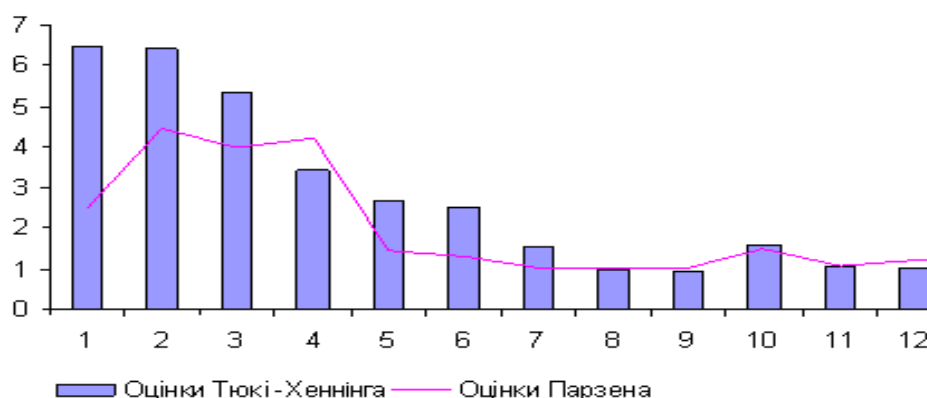


Рис. 3.29. Оцінки спектральної щільності, обчислені за рядом значень коефіцієнтів переходу індексу ПФТС,  $m = 12$ .

**Оцінки спектральної щільності, розраховані для ряду приростів, які відповідають середньомісячним значенням індексу ПФТС за період з 08.01.2002 р. по 29.02.2008 р.,  $m = 12$**

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (згладжені) $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
0	714,1701	-476,9995	1393,2756	-207,8923	-834,7492
1	-1668,1692	351,1446	1073,9363	153,0405	614,5031
2	4026,7468	1172,6843	1109,9305	511,0949	2052,1975
3	-1694,5871	1156,2660	1006,2641	503,9393	2023,4656

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (згладжені) $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
4	3987,4916	1145,6412	1357,3435	499,3086	2004,8722
5	-1697,8311	1144,6219	1230,6334	498,8644	2003,0884
6	3986,6583	1144,0633	1014,8763	498,6209	2002,1108
7	-1699,2323	1143,6211	1071,6814	498,4282	2001,3370
<b>8</b>	<b>3986,2908</b>	<b>1143,6728</b>	<b>1280,4729</b>	<b>498,4507</b>	<b>2001,4273</b>
<b>9</b>	<b>-1698,6582</b>	<b>1134,2684</b>	<b>1165,8584</b>	<b>494,3520</b>	<b>1984,9696</b>
10	3948,0992	1123,7611	1032,4311	489,7725	1966,5819
11	-1702,4957	1131,3427	1119,6900	493,0769	1979,8497
12	3982,2630	1565,5076	1270,4266	682,3004	2739,6383

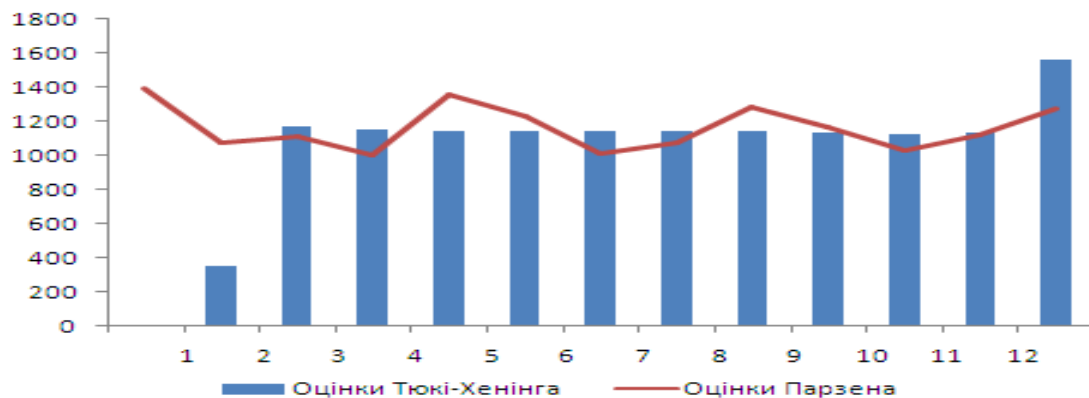


Рис. 3.30. Оцінки спектральної щільності, обчислені за рядом значень коефіцієнтів переходу індексу ПФТС за період з 08.01.2002 р. по 29.02.2008 р.,  $m = 12$ .

На рис. 3.29–3.30 спектральна діаграма ряду приростів середньомісячних значень індексу ПФТС має вершину у області частотних смуг  $j = 9 - 10$ , що відповідає коливанням з періодом 2.4–2.6 тижня. Зменшення числа  $m$ , скорочення довжини часового ряду зумовили ідентифікацію тільки квартальних циклів або близьких по тривалості до них.

Курс долара має безпосередній вплив на українську економіку, на діяльність фінансових інституцій на зміну її ресурсів в часі. Об'єктом спектрального аналізу є ряд приростів, розрахованих за середньотижневими значеннями курсу долара США щодо гривні згідно розпорядження Національного Банку України Об'єм серії значень  $n = 308$ ,  $m = 52$  [131].

Оцінки спектральної щільності, обчислені за формулами (2.73), (2.74), (2.76), межі довірчого інтервалу для згладжених оцінок Тьюкі-Хеннінга,

розраховані при надійності  $\beta = 0.05$  за формулою (2.77), репрезентовані в табл. 3.15–3.16.

Таблиця 3.15

**Оцінки спектральної щільності, розраховані за рядом приростів, які відповідають середньотижневим значенням курсу USD до гривні за період з 12.01 1998 по 31.12. 2003 р.,  $m = 52$**

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (згладжені) $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
0	0,0031	0,0019	0,0017	0,0008	0,0033
1	0,0007	0,0013	0,0014	0,0006	0,0023
2	0,0008	0,0008	0,0009	0,0004	0,0014
3	0,0009	0,0011	0,0011	0,0005	0,0019
4	0,0016	0,0015	0,0014	0,0007	0,0026
5	0,0020	0,0013	0,0013	0,0006	0,0024
6	-0,0001	0,0008	0,0009	0,0003	0,0013
<b>7</b>	<b>0,0013</b>	<b>0,0015</b>	<b>0,0015</b>	<b>0,0003</b>	<b>0,0020</b>
8	0,0003	0,0007	0,0006	0,0003	0,0013
9	0,0011	0,0006	0,0006	0,0003	0,0010
10	-0,0001	0,0005	0,0006	0,0002	0,0009
11	0,0011	0,0009	0,0008	0,0004	0,0015
12	0,0013	0,0010	0,0009	0,0004	0,0017
13	0,0001	0,0006	0,0006	0,0003	0,0010
14	0,0007	0,0005	0,0005	0,0002	0,0008
15	0,0002	0,0007	0,0007	0,0003	0,0012
16	0,0016	0,0011	0,0010	0,0005	0,0019
<b>17</b>	<b>0,0008</b>	<b>0,0011</b>	<b>0,0011</b>	<b>0,0005</b>	<b>0,0019</b>
18	0,0011	0,0007	0,0007	0,0003	0,0013
19	-0,0001	0,0004	0,0004	0,0002	0,0006
20	0,0005	0,0004	0,0004	0,0002	0,0007
21	0,0007	0,0006	0,0006	0,0003	0,0011
<b>22</b>	<b>0,0007</b>	<b>0,0007</b>	<b>0,0007</b>	<b>0,0003</b>	<b>0,0012</b>
23	0,0007	0,0005	0,0005	0,0002	0,0009
24	-0,0002	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
25	0,0005	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
26	0,0003	0,0004	0,0004	0,0002	0,0007
27	0,0005	0,0003	0,0003	0,0001	0,0006
28	0,0000	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
29	0,0001	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002
30	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
31	0,0003	0,0003	0,0003	0,0001	0,0005
32	0,0003	0,0003	0,0002	0,0001	0,0004
33	0,0001	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
34	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
35	0,0004	0,0003	0,0003	0,0001	0,0006
36	0,0003	0,0003	0,0003	0,0001	0,0006
37	0,0003	0,0003	0,0003	0,0001	0,0005
38	0,0001	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
39	0,0003	0,0003	0,0003	0,0001	0,0006
40	0,0006	0,0005	0,0004	0,0002	0,0008
41	0,0004	0,0004	0,0004	0,0002	0,0007
42	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
43	0,0001	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
44	0,0004	0,0005	0,0005	0,0002	0,0009

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тюкі-Хеннінга (згладжені) $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
45	0,0010	0,0008	0,0007	0,0003	0,0014
46	0,0007	0,0007	0,0007	0,0003	0,0012
47	0,0003	0,0005	0,0005	0,0002	0,0008
48	0,0004	0,0005	0,0005	0,0002	0,0008
49	0,0007	0,0007	0,0007	0,0003	0,0012
50	0,0010	0,0008	0,0007	0,0003	0,0014
51	0,0004	0,0006	0,0006	0,0002	0,0010
52	0,0004	0,0007	0,0004	0,0003	0,0012

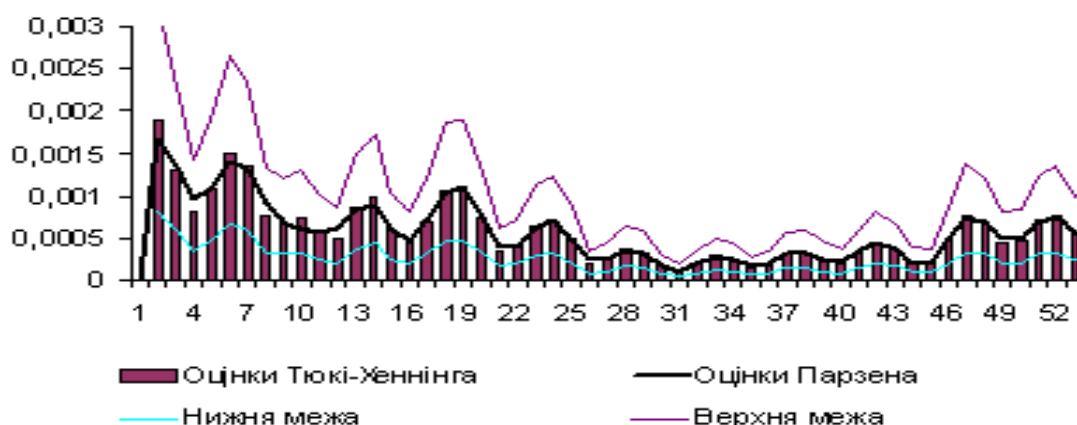


Рис 3.31. Оцінки спектральної щільності, розраховані за рядом приростів, які відповідають середньотижневим значенням курсу USD до гривні,  $m = 52$ .

Таблиця 3.16

**Оцінки спектральної щільності, розраховані за рядом приростів, які відповідають середньотижневим значенням курсу USD до гривні за період з 08.01.2002 р. по 29.02.2008 р.,  $m = 26$**

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тюкі-Хеннінга (згладжені) $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
0	-0,00001	0,00015	0,00016	0,00007	0,00027
1	0,00031	0,00021	0,00020	0,00009	0,00037
2	0,00023	0,00025	0,00024	0,00011	0,00044
3	0,00024	0,00024	0,00025	0,00010	0,00042
4	0,00026	0,00024	0,00025	0,00010	0,00042
5	0,00020	0,00024	0,00024	0,00011	0,00043
6	0,00031	0,00019	0,00019	0,00008	0,00034
7	-0,00005	0,00011	0,00013	0,00005	0,00020
8	0,00023	0,00014	0,00012	0,00006	0,00024
9	0,00013	0,00014	0,00012	0,00006	0,00024
10	0,00006	0,00010	0,00012	0,00004	0,00017
11	0,00014	0,00018	0,00018	0,00008	0,00032
12	0,00039	0,00028	0,00026	0,00012	0,00050
13	0,00020	0,00024	0,00027	0,00011	0,00043

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тюкі-Хеннінга (згладжені) $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
14	0,00019	0,00022	0,00023	0,00009	0,00038
15	0,00029	0,00025	0,00019	0,00011	0,00043
16	0,00022	0,00019	0,00020	0,00008	0,00034
17	0,00005	0,00030	0,00037	0,00013	0,00053
18	0,00090	0,00066	0,00063	0,00029	0,00116
19	0,00079	0,00061	0,00059	0,00027	0,00107
20	-0,00003	0,00025	0,00031	0,00011	0,00044
21	0,00028	0,00012	0,00011	0,00005	0,00021
22	-0,00004	0,00008	0,00005	0,00003	0,00014
23	0,00011	0,00004	0,00004	0,00002	0,00007
24	-0,00001	0,00006	0,00004	0,00003	0,00010
25	0,00015	0,00007	0,00007	0,00003	0,00013
26	0,00000	0,00013	0,00016	0,00006	0,00023



Рис 3.32. Оцінки спектральної щільності, розраховані за рядом приростів, які відповідають середньотижневим значенням курсу USD до гривні за період з 08.01.2002 р. по 29.02.2008 р.,  $m = 52$ .

Дані з табл. 3.15–3.16, репрезентовані на рис. 3.31–3.32, що дає змогу провести попередній аналіз вигляду спектральної щільності і зробити висновки.

Спостерігається певна узгодженість між результатами, що відповідають різним методикам (Тюкі – Хеннінга і Парзена), оцінки початкових частот спектру ( $j \leq 3$ ) достатньо високі, що пояснюється впливом тренду.



**Оцінки спектральної щільності, розраховані за рядом коефіцієнтів  
переходу, для середньотижневих значень курсу USD до гривні за період з  
12.01 1998 по 31.12. 2003 р.,  $m = 52$**

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (згладжені) $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
0	0,00029	0,00018	0,00015	0,00008	0,00031
1	0,00007	0,00012	0,00013	0,00005	0,00022
2	0,00008	0,00008	0,00010	0,00004	0,00015
3	0,00011	0,00012	0,00012	0,00005	0,00021
4	0,00018	0,00015	0,00014	0,00007	0,00027
5	0,00015	0,00012	0,00012	0,00005	0,00020
6	0,00000	0,00007	0,00008	0,00003	0,00012
<b>7</b>	<b>0,00016</b>	<b>0,00015</b>	<b>0,00015</b>	<b>0,00003</b>	<b>0,00015</b>
8	0,00005	0,00008	0,00007	0,00004	0,00014
9	0,00010	0,00006	0,00006	0,00003	0,00011
10	0,00000	0,00005	0,00006	0,00002	0,00009
11	0,00011	0,00008	0,00007	0,00003	0,00014
12	0,00010	0,00008	0,00007	0,00003	0,00014
13	0,00002	0,00005	0,00005	0,00002	0,00009
14	0,00007	0,00004	0,00004	0,00002	0,00007
15	0,00001	0,00005	0,00005	0,00002	0,00009
16	0,00010	0,00006	0,00006	0,00003	0,00011
<b>17</b>	<b>0,00003</b>	<b>0,00006</b>	<b>0,00006</b>	<b>0,00002</b>	<b>0,00010</b>
18	0,00007	0,00004	0,00004	0,00002	0,00007
19	-0,00001	0,00002	0,00002	0,00001	0,00004
20	0,00003	0,00002	0,00002	0,00001	0,00004
21	0,00003	0,00003	0,00003	0,00001	0,00006
<b>22</b>	<b>0,00004</b>	<b>0,00004</b>	<b>0,00004</b>	<b>0,00002</b>	<b>0,00006</b>
23	0,00004	0,00003	0,00003	0,00001	0,00005
24	-0,00001	0,00001	0,00001	0,00001	0,00002
25	0,00003	0,00002	0,00001	0,00001	0,00003
26	0,00001	0,00002	0,00002	0,00001	0,00004
27	0,00003	0,00002	0,00002	0,00001	0,00003
28	0,00000	0,00001	0,00001	0,00000	0,00001
29	0,00001	0,00001	0,00001	0,00000	0,00001
30	0,00001	0,00001	0,00001	0,00000	0,00002
31	0,00002	0,00001	0,00001	0,00001	0,00002
32	0,00001	0,00001	0,00001	0,00001	0,00002
33	0,00001	0,00001	0,00001	0,00000	0,00002
34	0,00001	0,00001	0,00001	0,00000	0,00002
35	0,00002	0,00002	0,00002	0,00001	0,00003
36	0,00001	0,00002	0,00002	0,00001	0,00003
37	0,00002	0,00001	0,00001	0,00001	0,00002
38	0,00001	0,00001	0,00001	0,00001	0,00002
39	0,00002	0,00002	0,00002	0,00001	0,00003
40	0,00003	0,00002	0,00002	0,00001	0,00004
46	0,00004	0,00004	0,00004	0,00002	0,00006
47	0,00002	0,00003	0,00003	0,00001	0,00004
48	0,00003	0,00003	0,00003	0,00001	0,00004
49	0,00003	0,00003	0,00003	0,00002	0,00006
50	0,00005	0,00004	0,00004	0,00002	0,00007
51	0,00002	0,00003	0,00003	0,00001	0,00005
52	0,00002	0,00003	0,00002	0,00001	0,00006

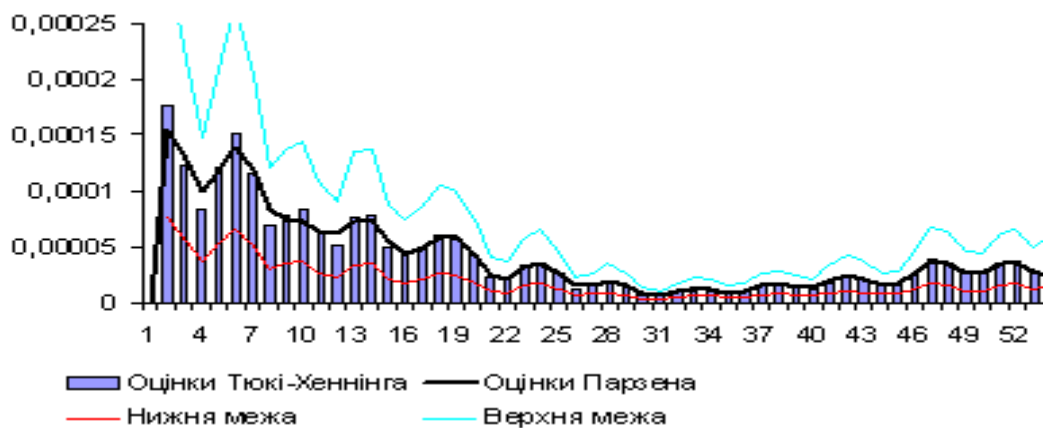


Рис 3.33 Оцінки спектральної щільності, розраховані за рядом коефіцієнтів переходу, які відповідають середньотижневим значенням курсу USD до гривні,  $m = 52$ .

Таблиця 3.18

**Оцінки спектральної щільності, розраховані за рядом коефіцієнтів переходу, для середньотижневих значень курсу USD до гривні за період з 08.01.2002 р. по 29.02.2008 р.,  $m = 52$**

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тьюкі-Хеннінга (згладжені) $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
0	0,0000	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
1	0,0003	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
2	0,0002	0,0003	0,0002	0,0001	0,0004
3	0,0002	0,0002	0,0003	0,0001	0,0004
4	0,0003	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
5	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
6	0,0003	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
7	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002
10	0,0001	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002
11	0,0001	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
12	0,0004	0,0003	0,0003	0,0001	0,0005
13	0,0002	0,0002	0,0003	0,0001	0,0004
14	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
15	0,0003	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
16	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
17	0,0001	0,0003	0,0004	0,0001	0,0005
<b>18</b>	<b>0,0009</b>	<b>0,0007</b>	<b>0,0006</b>	<b>0,0003</b>	<b>0,0012</b>
19	0,0008	0,0006	0,0006	0,0003	0,0011
20	0,0000	0,0003	0,0003	0,0001	0,0004
21	0,0003	0,0001	0,0001	0,0001	0,0002
22	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001
23	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001
24	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	0,0001
25	0,0002	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001
26	0,0000	0,0001	0,0002	0,0001	0,0002
27	0,0004	0,0003	0,0003	0,0001	0,0005

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тюкі-Хеннінга $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
28	0,0004	0,0003	0,0003	0,0001	0,0005
29	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0002
30	-0,0001	0,0001	0,0002	0,0000	0,0002
31	0,0005	0,0004	0,0004	0,0002	0,0007
32	0,0007	0,0005	0,0004	0,0002	0,0009
33	0,0000	0,0002	0,0003	0,0001	0,0003
34	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002
35	0,0003	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
36	0,0003	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
37	-0,0001	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001
38	0,0001	0,0000	0,0001	0,0000	0,0001
39	0,0001	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002
40	0,0001	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002
41	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002
42	0,0002	0,0001	0,0001	0,0001	0,0003
43	0,0001	0,0001	0,0002	0,0001	0,0003
44	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003
<b>45</b>	<b>0,0003</b>	<b>0,0002</b>	<b>0,0002</b>	<b>0,0001</b>	<b>0,0003</b>
46	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002
47	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0002
48	0,0003	0,0002	0,0002	0,0001	0,0004
49	0,0002	0,0002	0,0001	0,0001	0,0003
50	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0001
51	0,0001	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002
52	0,0003	0,0001	0,0002	0,0000	0,0001

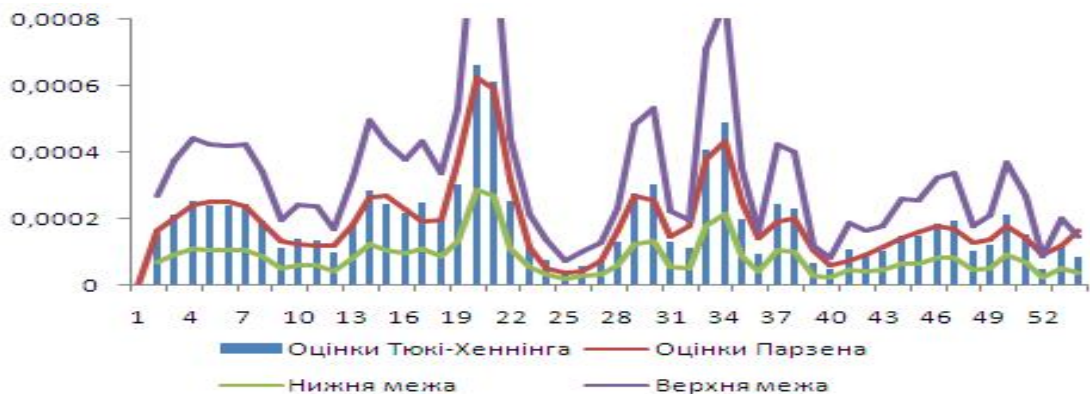


Рис 3.34 Оцінки спектральної щільності, розраховані за рядом коефіцієнтів переходу, які відповідають середньотижневим значенням курсу USD до гривні за період з 08.01.2002 р. по 29.02.2008 р.,  $m = 52$ .

Деталізуючи аналіз даних, які репрезентовані в табл. 3.15–3.10 ми виділяємо чотири групи частотних смуг, на яких є вершини періодичних коливань: 7, 17–18, 22, 45. Беззаперечно їм відповідають цикли, зробивши розрахунок довжини періодів циклічних складових у тижнях одержимо:

$$\frac{104}{7} = 14.86, \quad \frac{104}{17} = 6.12, \quad \frac{104}{22} = 4.72, \quad \frac{104}{45} = 2.31.$$

Цикли довжина яких приблизно дорівнює 14 тижнів – кварталні, вони є прогнозовані.

Коливання з періодом в межах 6.12–6.93 – напівквартальні, не мають безпосередніх пояснень. Вершини, що їм відповідають можуть бути зумовлені впливом кварталних циклів, або емпіричною природою методик.

Цикл з періодом 4.72 тижні може бути пов'язаний з місячними коливаннями.

Четверта група коливань – наближено дорівнює 2.31 тижня відповідає двотижневим коливанням. Їх присутність не суперечить змістовним умовам варіації спостережуваного показника.

Порівнюючи між собою абсолютні величини спектральних оцінок, можна зробити висновок про те, що найбільшою є питома вага тих окремих циклів які визначають дисперсію даного процесу, а саме кварталних циклів. Далі по рівню потужностей напівквартальні, а за ними місячних – цикли.

Дана картина розподілу потужності по частотних діапазонах не відрізняється від тієї, що ми спостерігали у випадку динаміки приростів, розрахованих за серією середньотижневих значень індексу ПФТС.

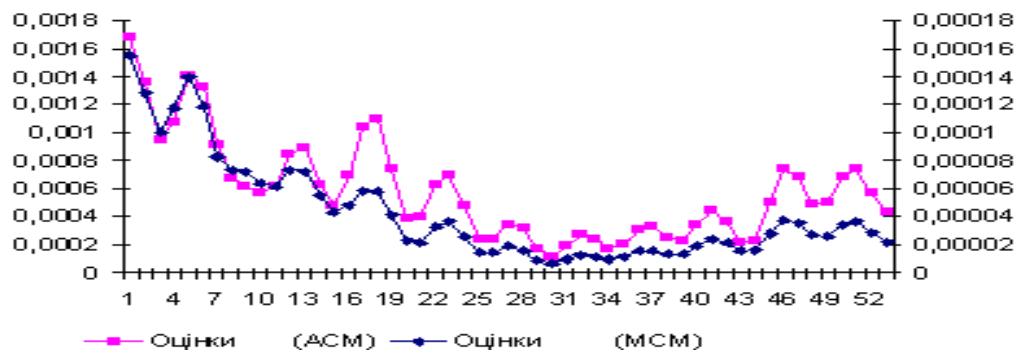


Рис. 3.35. Графіки спектральної щільності (оцінок Парзена) для рядів приростів і коефіцієнтів переходу, які розраховані за середньотижневими значеннями курсу USD до гривні,  $m = 52$ .

На рис. 3.35 графік оцінок Парзена, що відповідає ряду приростів середньотижневих значень курсу USD до гривні, порівнюється з аналогічним графіком, ряду коефіцієнтів переходу, який ми вибираємо для опису стохастичної динаміки фінансового показника МСМ. Визначальною

характеристикою даної ілюстрації є практично ідеальний структури спектральної щільності, що вказує на об'єктивність отриманих результатів.

Дослідимо часовий ряд середньотижневих котирувань акцій фінансової компанії Укрнафта.

Відмітимо, в цьому випадку ускладнюються проблема ідентифікації об'єктивних причин, що породжують періодичні залежності, оскільки тут може бути суттєвий вплив галузевих, регіональних і індивідуальних внутрішньо корпоративних чинників, а у випадку з курсами валют ці чинники мають макроекономічний характер.

Результати розрахунків оцінок спектральної щільності, здійснені за формулами (2.73), (2.74), (2.76), а також межі довірчого інтервалу для згладжених оцінок Тюкі–Хеннінга (при надійності  $\beta = 0.05$ , (2.77)) для ряду коефіцієнтів переходу, які відповідають котируванням акцій фінансової компанії Укрнафта в ПФТС, наведені в табл. 3.19.

Таблиця 3.19

**Оцінки спектральної щільності, розраховані за рядом приростів, які відповідають середньотижневим значенням котирувань акцій фінансової компанії Укрнафта за період з січня 1998 по грудень 2003 р**

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тюкі-Хеннінга $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
0	0,0162	0,0146	0,0153	0,0064	0,0256
1	0,0130	0,0137	0,0144	0,0060	0,0240
2	0,0125	0,0129	0,0126	0,0056	0,0226
3	0,0136	0,0114	0,0111	0,0050	0,0200
4	0,0062	0,0109	0,0116	0,0048	0,0191
5	0,0179	0,0148	0,0141	0,0064	0,0258
6	0,0171	0,0157	0,0156	0,0069	0,0275
7	0,0108	0,0159	0,0164	0,0069	0,0278
8	0,0250	0,0186	0,0177	0,0081	0,0325
9	0,0136	0,0184	0,0195	0,0080	0,0321
10	0,0212	0,0227	0,0226	0,0099	0,0397
11	0,0345	0,0252	0,0235	0,0110	0,0441
12	0,0104	0,0194	0,0214	0,0085	0,0340
13	0,0224	0,0248	0,0235	0,0108	0,0434
14	0,0439	0,0293	0,0284	0,0128	0,0512
15	0,0069	0,0325	0,0349	0,0141	0,0568
16	0,0722	0,0442	0,0416	0,0193	0,0773
17	0,0255	0,0405	0,0420	0,0176	0,0708
18	0,0386	0,0403	0,0419	0,0176	0,0705
<b>19</b>	<b>0,0585</b>	<b>0,0454</b>	<b>0,0430</b>	<b>0,0198</b>	<b>0,0794</b>
20	0,0259	0,0383	0,0404	0,0167	0,0670
21	0,0429	0,0386	0,0380	0,0168	0,0675
22	0,0427	0,0376	0,0356	0,0164	0,0658
23	0,0223	0,0322	0,0349	0,0140	0,0564
24	0,0416	0,0415	0,0407	0,0181	0,0727

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тюкі-Хеннінга $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
<b>25</b>	<b>0,0606</b>	<b>0,0445</b>	<b>0,0436</b>	<b>0,0194</b>	<b>0,0779</b>
26	0,0152	0,0369	0,0390	0,0161	0,0646
27	0,0567	0,0342	0,0323	0,0149	0,0598
28	0,0081	0,0255	0,0267	0,0111	0,0447
29	0,0292	0,0271	0,0273	0,0118	0,0474
30	0,0417	0,0322	0,0301	0,0140	0,0563
31	0,0161	0,0265	0,0284	0,0116	0,0464
32	0,0322	0,0252	0,0252	0,0110	0,0442
33	0,0205	0,0220	0,0214	0,0096	0,0385
34	0,0149	0,0179	0,0180	0,0078	0,0312
35	0,0212	0,0175	0,0170	0,0076	0,0306
36	0,0126	0,0173	0,0179	0,0075	0,0302
37	0,0227	0,0197	0,0197	0,0086	0,0344
38	0,0207	0,0195	0,0190	0,0085	0,0341
39	0,0138	0,0141	0,0148	0,0061	0,0246
40	0,0080	0,0111	0,0108	0,0048	0,0195
41	0,0147	0,0097	0,0089	0,0042	0,0170
42	0,0015	0,0095	0,0102	0,0041	0,0165
43	0,0202	0,0145	0,0140	0,0063	0,0254
44	0,0162	0,0154	0,0155	0,0067	0,0270
45	0,0092	0,0130	0,0137	0,0057	0,0228
46	0,0176	0,0113	0,0108	0,0049	0,0197
47	0,0007	0,0076	0,0080	0,0033	0,0134
48	0,0116	0,0066	0,0064	0,0029	0,0116
49	0,0026	0,0057	0,0055	0,0025	0,0100
50	0,0061	0,0043	0,0044	0,0019	0,0076
51	0,0026	0,0036	0,0034	0,0016	0,0063
52	0,0031	0,0040	0,0028	0,0017	0,0069

Графік спектральної щільності, побудований за даними з табл. 3.19–3.20, репрезентований на рис. 3.36–3.37, а на рис. 3.28 графіки спектральної густини (оцінок Парзена) для рядів приростів і коефіцієнтів переходу, які розраховані за середньотижневими значеннями котирувань акцій.

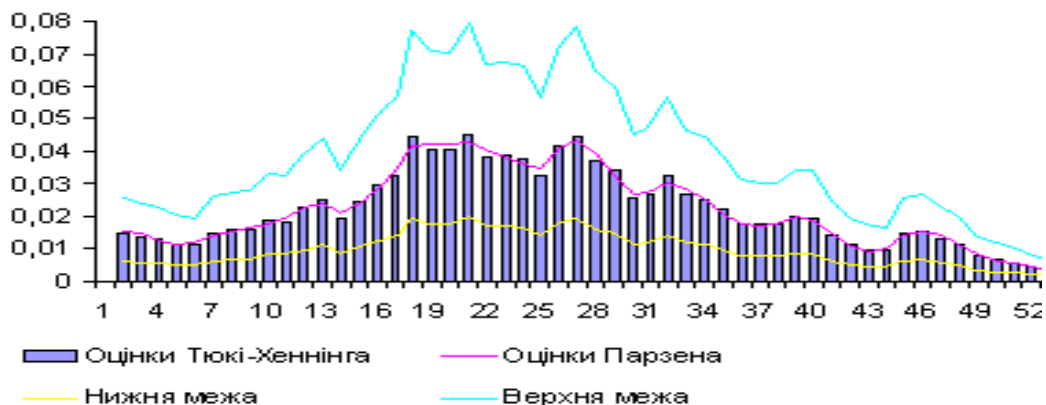


Рис 3.36. Оцінки спектральної щільності, розраховані за рядом приростів, які відповідають середньотижневим значенням котирувань акцій фінансової компанії Укрнафта.

**Оцінки спектральної щільності, розраховані за рядом приростів, які відповідають середньотижневим значенням котирувань акцій фінансової компанії Укрнафта за період з 08.01.2002 р. по 29.02.2008 р.**

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тюкі-Хеннінга $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
0	0,4134	0,3920	0,4632	0,1708	0,6860
1	0,3706	0,5963	0,5908	0,2599	1,0435
2	1,2305	0,8145	0,7328	0,3550	1,4254
3	0,4265	0,6007	0,6447	0,2618	1,0513
4	0,3195	0,4831	0,5297	0,2106	0,8455
5	0,8670	0,6006	0,5390	0,2618	1,0511
6	0,3490	0,5783	0,5870	0,2520	1,0120
7	0,7483	0,6323	0,6591	0,2756	1,1066
8	0,6838	0,6886	0,6872	0,3001	1,2051
9	0,6385	0,6008	0,5882	0,2618	1,0514
10	0,4423	0,4308	0,4342	0,1877	0,7538
11	0,1999	0,3572	0,3730	0,1557	0,6250
12	0,5866	0,4367	0,4236	0,1903	0,7642
13	0,3739	0,4457	0,4408	0,1942	0,7799
14	0,4485	0,3408	0,3404	0,1485	0,5964
15	0,0925	0,2259	0,2098	0,0984	0,3952
16	0,2700	0,2463	0,2153	0,1074	0,4311
17	0,3528	0,4317	0,4589	0,1882	0,7555
18	0,7511	0,8318	0,8556	0,3625	1,4556
<b>19</b>	<b>1,4719</b>	<b>1,0867</b>	<b>1,0635</b>	<b>0,4736</b>	<b>1,9017</b>
20	0,6518	0,8363	0,8714	0,3645	1,4636
21	0,5699	0,5045	0,5305	0,2199	0,8828
22	0,2264	0,3586	0,3361	0,1563	0,6275
23	0,4117	0,3264	0,3029	0,1422	0,5712
24	0,2557	0,3075	0,3234	0,1340	0,5381
<b>25</b>	<b>0,3070</b>	<b>0,3599</b>	<b>0,3394</b>	<b>0,1568</b>	<b>0,6298</b>
26	0,5698	0,3542	0,3104	0,1544	0,6199
27	-0,0297	0,2540	0,3227	0,1107	0,4444
28	0,5055	0,5333	0,5269	0,2324	0,9333
29	1,1519	0,8009	0,7125	0,3491	1,4015
30	0,3942	0,6067	0,6998	0,2644	1,0617
31	0,4865	0,6383	0,7011	0,2782	1,1170
32	1,1859	0,7527	0,6601	0,3280	1,3172
33	0,1525	0,3812	0,3861	0,1661	0,6671
34	0,0340	0,0816	0,1374	0,0355	0,1427
35	0,1058	0,1690	0,1445	0,0736	0,2957
36	0,4303	0,2938	0,2452	0,1281	0,5142
37	0,2089	0,2382	0,2578	0,1038	0,4168
38	0,1045	0,1821	0,2147	0,0794	0,3187
39	0,3107	0,1903	0,1701	0,0829	0,3330
40	0,0352	0,1246	0,1137	0,0543	0,2181
41	0,1174	0,0764	0,0805	0,0333	0,1337
42	0,0355	0,0957	0,0959	0,0417	0,1674
43	0,1942	0,1343	0,1362	0,0585	0,2351
44	0,1134	0,1784	0,1729	0,0777	0,3122
45	0,2925	0,1793	0,1743	0,0781	0,3138
46	0,0187	0,1349	0,1496	0,0588	0,2361
47	0,2097	0,1482	0,1469	0,0646	0,2593
48	0,1545	0,1692	0,1620	0,0737	0,2961

Номер частотної смуги $j \in 1:m$	Оцінки Тюкі-Хеннінга (грубі) $L_j$	Оцінки Тюкі-Хеннінга $U_j$	Оцінки Парзена $U_j^*$	Межі довірчого інтервалу для оцінок $U_j$	
				нижня	верхня
49	0,1581	0,1600	0,1636	0,0697	0,2800
50	0,1692	0,1378	0,1399	0,0600	0,2411
51	0,0546	0,1012	0,1018	0,0441	0,1770
52	0,1263	0,1195	0,0828	0,0521	0,2091

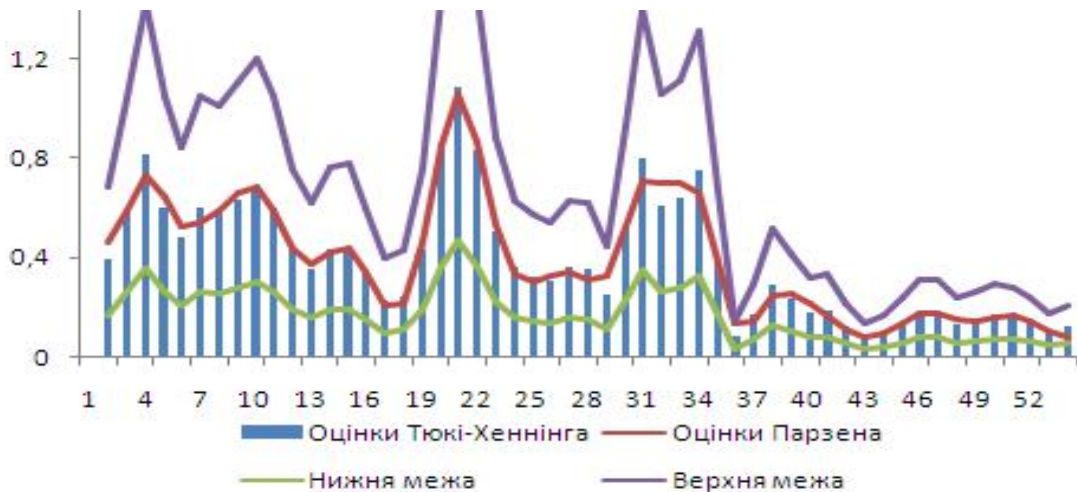


Рис 3.36. Оцінки спектральної густини, розраховані за рядом приростів, які відповідають середньотижневим значенням котирувань акцій фінансової компанії Укрнафта за період з 08.01.2002 р. по 29.02.2008 р.

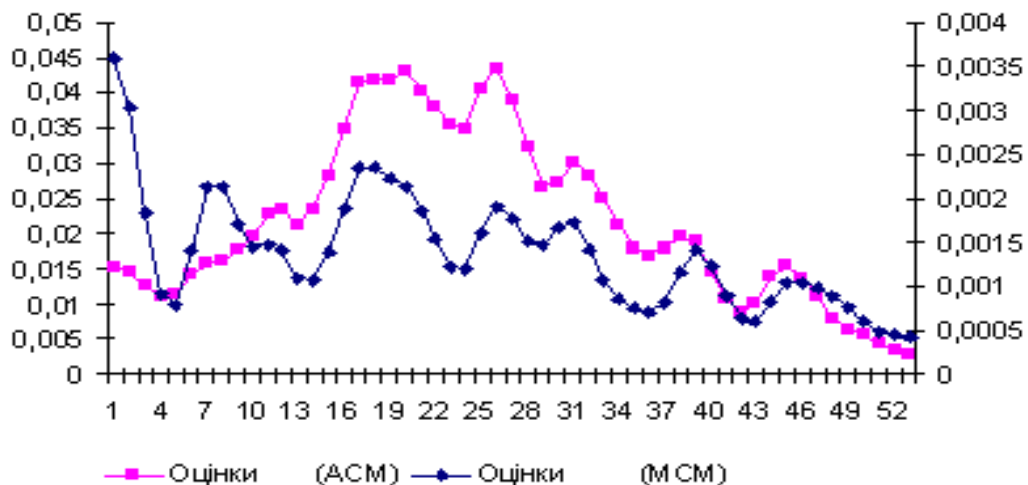


Рис. 3.37. Графіки спектральної густини (оцінок Парзена) для рядів приростів і коефіцієнтів переходу, які розраховані за середньотижневими значеннями котирувань акцій фінансової компанії Укрнафта.



Характерною особливістю спектральної діаграми, яка зображена на рис. 3.37, є те, що вершини  $j=19$  та  $j=25$ , відчутно переважають над рештою локальних екстремумів. Даний факт з урахуванням подібних результатів, одержаних при дослідженні з ряду коефіцієнтів переходу, може бути інтерпретований як істотне перевага в динаміці курсу акцій фінансової компанії Укрнафта коливань з періодом, наближено рівним одному кварталу, в порівнянні з іншими циклічними компонентами.

Порівняльний аналіз конфігурацій спектральних діаграм, дозволяє зробити висновок про те, що в тій чи іншій мірі в динаміці кожної з них присутні кварталні, напівквартальні і місячні цикли. Проте співвідношення їх потужностей може істотно змінюватися.

Оскільки запропоновані моделі мають емпіричний характер то застосування цих методик в рамках інформаційно-керуючих систем повинно бути в комплексі з іншими методами, які забезпечують змістовний економічний аналіз виявлення залежності між показниками фондового ринку.

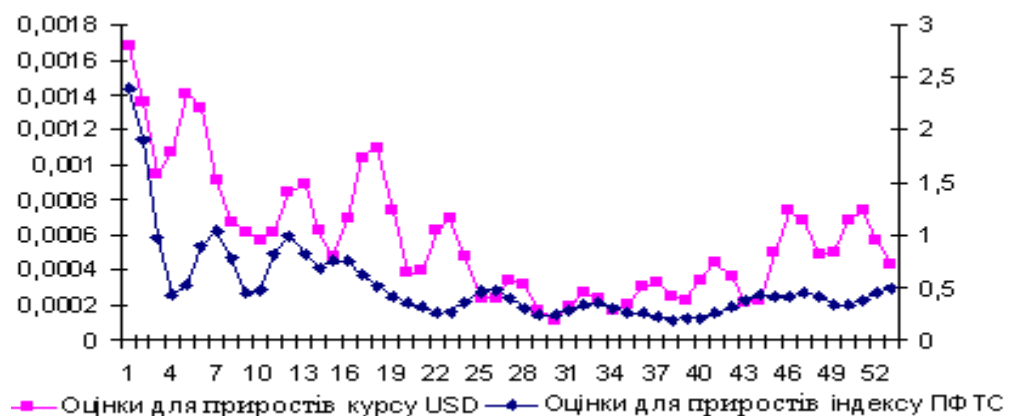


Рис 3.38. Графіки спектральної щільності (оцінок Парзена), розраховані за рядом приростів, які відповідають середньотижневим значенням курсу USD до гривні і індексу ПФТС,  $m = 52$ .

Для виявлення залежностей між періодичними складовими обох показників зіставити спектральні щільності. Оскільки масштаб спектральних оцінок залежить від масштабу значень, які утворюють серію, остільки коректною є постановка питання про зіставлення конфігурацій графіків спектральної густини. У зв'язку з цим на рис. 3.38 графіки, що відповідають

оцінкам Парзена, розрахованим по приростах для курсу і індексу, відкладаються по осях з різними ординатами.

На рис. 3.38 в спектральній щільності даних показників достатньо помітні паралелі між вершинами, що ідентифікують квартальні, напівквартальні та місячні цикли. При цьому спостерігається деякий зсув по смугах, на яких знаходяться вершини.

Розглянемо часові ряди показників фінансового ринку, які є в стані природної, але не детермінованої комплексної і неявної залежності. Предметом наших досліджень є серії середньотижневих значень курсу долара США (USD) до гривні і індексу ПФТС [132;133].

Результати розрахунку крос-спектральних характеристик рядів приростів курсу і індексу [134–136] наведені в табл. 3.12. Вона містить значення когерентності, фазового зсуву і коефіцієнта підсилення, розраховані як на основі оцінок Тюкі-Хеннінга [110], так і на основі оцінок Парзена [112], що дозволяє здійснити порівняння обох методик. Порівнюючи їх переконуємося в несуперечності методик.

Таблиця 3.21

**Оцінки спектральної густини, розраховані по ряду приростів, які відповідають середньотижневим значенням курсу USD до гривні,  $m = 52$**

№	На основі оцінок Тюкі-Хеннінга			На основі оцінок Парзена		
	Когерентність	Фазовий зсув	Коефіцієнт підсилення	Когерентність	Фазовий зсув	Коефіцієнт підсилення
0	0,011	0	1,362	0,008	0	1,027
1	0,022	-1,071	1,716	0,013	-0,862	1,276
2	0,019	-1,211	1,175	0,020	-0,985	1,289
3	0,042	-0,430	1,346	0,031	-0,440	1,333
4	0,066	0,081	1,832	0,044	0,070	1,555
5	0,030	0,457	1,347	0,030	0,306	1,348
6	0,019	0,220	1,119	0,021	0,140	1,120
7	0,027	-0,362	1,161	0,024	-0,260	1,070
8	0,040	-0,488	0,984	0,032	-0,443	0,990
9	0,031	-0,434	0,855	0,021	-0,530	0,756
10	0,006	-0,955	0,476	0,004	-0,820	0,390
11	0,000	0,503	0,129	0,000	0,909	0,043
12	0,006	-1,236	0,487	0,002	-1,191	0,301
13	0,004	-1,452	0,302	0,004	-1,324	0,321
14	0,002	-1,116	0,235	0,002	-1,255	0,225
15	0,001	-1,316	0,159	0,000	1,433	0,094
16	0,003	-0,444	0,183	0,002	-0,271	0,168
17	0,010	-0,379	0,366	0,007	-0,301	0,294
18	0,009	-0,020	0,311	0,008	-0,109	0,294
19	0,007	0,016	0,234	0,008	-0,005	0,255
20	0,008	-0,021	0,270	0,007	0,018	0,245
21	0,007	0,128	0,219	0,006	0,093	0,216
22	0,003	0,176	0,150	0,004	0,165	0,181

№	На основі оцінок Тюкі-Хеннінга			На основі оцінок Парзена		
	Когерент-ність	Фазовий зсув	Коефіцієнт підсилення	Когерент-ність	Фазовий зсув	Коефіцієнт підсилення
23	0,003	0,209	0,185	0,004	0,227	0,195
24	0,005	0,288	0,235	0,004	0,286	0,217
25	0,005	0,337	0,225	0,004	0,286	0,204
26	0,002	0,117	0,159	0,003	0,128	0,171
27	0,003	-0,216	0,162	0,004	-0,121	0,190
28	0,010	-0,175	0,304	0,008	-0,161	0,284
29	0,013	-0,114	0,338	0,012	-0,134	0,334
30	0,012	-0,141	0,324	0,012	-0,146	0,341
31	0,014	-0,188	0,421	0,013	-0,146	0,389
32	0,014	-0,066	0,455	0,015	-0,081	0,452
33	0,021	-0,011	0,525	0,021	-0,036	0,544
34	0,034	-0,059	0,679	0,029	-0,039	0,655
35	0,024	-0,021	0,648	0,026	0,005	0,643
36	0,022	0,153	0,520	0,022	0,137	0,532
37	0,023	0,304	0,460	0,021	0,252	0,464
38	0,018	0,266	0,478	0,022	0,201	0,505
39	0,043	0,003	0,789	0,034	0,069	0,723
40	0,050	0,041	1,049	0,042	0,103	1,004
41	0,027	0,394	0,952	0,032	0,260	1,068
42	0,021	0,259	0,897	0,022	0,198	0,888
43	0,017	-0,059	0,742	0,017	-0,021	0,708
44	0,016	-0,171	0,653	0,013	-0,149	0,592
45	0,007	-0,258	0,447	0,009	-0,214	0,521
46	0,009	-0,219	0,627	0,011	-0,174	0,687
47	0,032	-0,071	1,293	0,025	-0,018	1,120
48	0,039	0,252	1,397	0,035	0,227	1,388
49	0,034	0,524	1,444	0,035	0,461	1,491
50	0,035	0,603	1,754	0,034	0,492	1,727
51	0,033	0,231	2,018	0,035	0,262	2,149
52	0,034	0,000	1,894	0,040	0,000	2,564

Дані з табл. 3.21 використані при побудові діаграм на рис. 3.39 і 3.40. На рис. 3.39 наведено діаграму, яка відображає величини оцінок когерентності і графік фазового зсуву, обидві характеристики розраховані по методиці Парзена (надалі ми по замовчуванні використовуємо оцінки Парзена).

Аналогічно з рис. 3.39 і на рис. 3.40 діаграма когерентності наведена разом з графіком коефіцієнта підсилення.

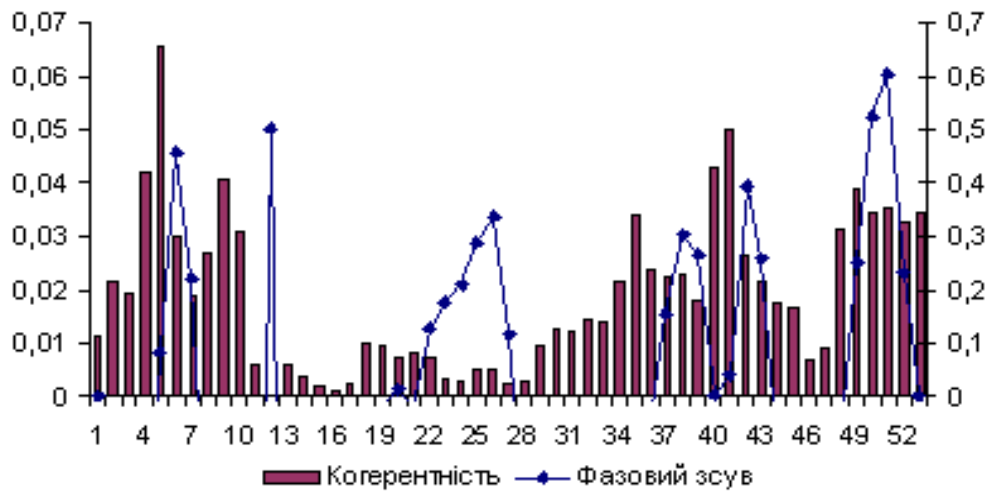


Рис. 3.39. Оцінки когерентності та фазового зсуву для рядів приростів, які відповідають середньотижневим значенням курсу USD до гривні і індексу ПФТС.

Для змістовного пояснення використаємо таке правило [111]: важливими є величини фазового зсуву на тих частотних смугах, де спостерігається відносно висока когерентність.

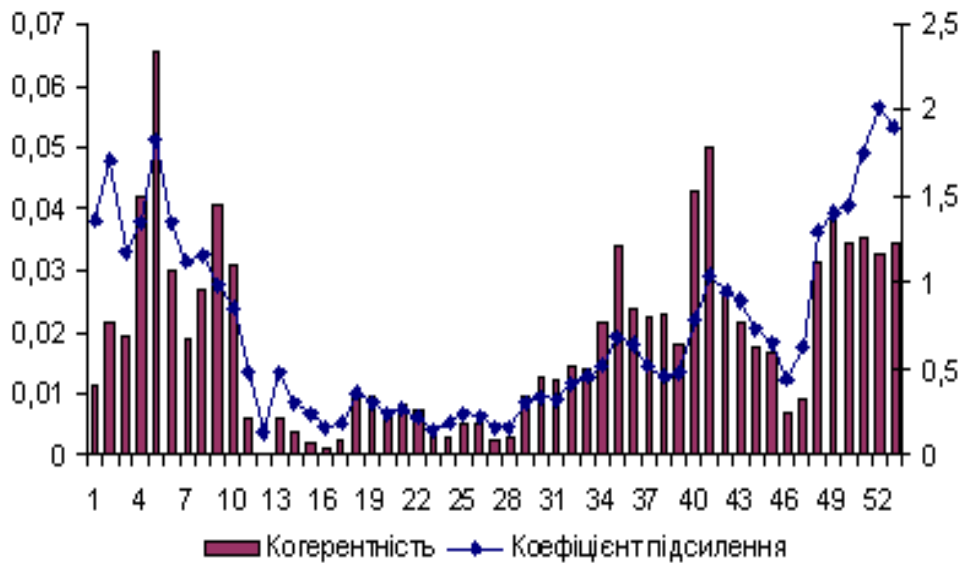


Рис. 3.40. Оцінки когерентності та коефіцієнта підсилення для рядів приростів, які відповідають середньотижневим значенням курсу USD до гривні і індексу ПФТС

З рис. 3.40, випливає, що у рядах які ми досліджуємо є залежність між періодичними складовими, які відповідають частотним діапазонам 6–7, 38–40, 42–43, 49–52 (тобто кварталні, напівквартальні та місячні цикли). Оцінка

величини зсуву, залежить від впливу багатьох похибок і є лише якісним орієнтиром [137–138].

В проведених дослідженнях ми оперували рядами приростів, тобто базувались на посиленнях на АСМ фінансового ресурсу. Можна провести аналогічні дослідження і для коефіцієнтів переходу МСМ фінансового ресурсу.

Розглянемо застосування методик крос-спектрального аналізу до встановлення залежності між стохастичними рядами значень котирувань курсів акцій Нікопольського заводу феросплавів (НЗФ) і курсу долара США (USD) до гривні.

Таблиця 3.22

**Оцінки спектральної щільності, розраховані по ряду приростів, які відповідають середньотижневим значенням курсу USD до гривні і середньотижневим котируванням акцій НЗФ за період з січня 1998 р. по грудень 2003 р**

Номер частотної смуги	На основі оцінок Тюкі-Хеннінга			На основі оцінок Парзена		
	Когерентність	Фазовий зсув	Коефіцієнт підсилення	Когерентність	Фазовий зсув	Коефіцієнт підсилення
0	0,024	0	0,038	0,037	0	0,047
1	0,059	0,097	0,065	0,057	0,044	0,061
2	0,109	-0,018	0,090	0,093	-0,013	0,085
3	0,099	-0,100	0,092	0,104	-0,033	0,096
4	0,100	0,089	0,096	0,100	0,078	0,093
5	0,101	0,218	0,079	0,100	0,163	0,081
6	0,111	0,121	0,075	0,113	0,127	0,076
7	0,145	0,064	0,079	0,135	0,070	0,075
8	0,134	0,034	0,066	0,142	0,027	0,068
9	0,144	-0,035	0,061	0,135	-0,011	0,058
10	0,103	-0,008	0,049	0,108	-0,020	0,049
11	0,086	-0,040	0,043	0,098	-0,026	0,046
12	0,123	-0,020	0,057	0,104	0,001	0,052
13	0,078	0,085	0,046	0,087	0,055	0,048
14	0,070	0,062	0,039	0,067	0,065	0,039
15	0,048	0,058	0,033	0,046	0,052	0,031
16	0,028	0,032	0,022	0,033	0,010	0,025
17	0,036	-0,076	0,028	0,033	-0,062	0,026
18	0,037	-0,116	0,030	0,035	-0,081	0,028
19	0,035	-0,012	0,025	0,036	-0,028	0,027
20	0,042	0,024	0,030	0,041	0,002	0,029
21	0,049	-0,028	0,032	0,047	-0,010	0,031
22	0,042	0,000	0,028	0,044	-0,003	0,030
23	0,034	0,016	0,030	0,036	0,017	0,029
24	0,031	0,040	0,025	0,031	0,035	0,025
25	0,031	0,048	0,024	0,031	0,037	0,025
26	0,039	0,014	0,030	0,037	0,005	0,028
27	0,049	-0,056	0,033	0,051	-0,036	0,034
28	0,073	-0,045	0,044	0,070	-0,031	0,042
29	0,078	0,020	0,041	0,076	0,007	0,041
30	0,069	0,032	0,035	0,075	0,028	0,037
31	0,094	0,030	0,042	0,085	0,026	0,040

Номер частотної смуги	На основі оцінок Тюкі-Хеннінга			На основі оцінок Парзена		
	Когерентність	Фазовий зсув	Коефіцієнт підсилення	Когерентність	Фазовий зсув	Коефіцієнт підсилення
32	0,096	0,014	0,045	0,098	0,009	0,045
33	0,122	-0,021	0,051	0,120	-0,022	0,052
34	0,149	-0,064	0,059	0,150	-0,042	0,060
35	0,158	-0,020	0,060	0,177	-0,013	0,063
36	0,222	0,048	0,064	0,200	0,029	0,062
37	0,187	0,036	0,058	0,195	0,032	0,058
38	0,220	0,011	0,059	0,213	0,012	0,060
39	0,301	-0,009	0,081	0,292	-0,015	0,076
40	0,446	-0,057	0,098	0,467	-0,048	0,101
41	0,642	-0,075	0,107	0,663	-0,062	0,118
42	0,503	-0,043	0,111	0,543	-0,035	0,103
43	0,327	0,021	0,074	0,347	0,000	0,077
44	0,256	-0,001	0,072	0,239	-0,002	0,072
45	0,213	-0,022	0,091	0,205	-0,019	0,085
46	0,227	-0,029	0,104	0,231	-0,028	0,108
47	0,328	-0,035	0,153	0,305	-0,020	0,147
48	0,361	0,024	0,176	0,379	0,006	0,180
49	0,449	0,007	0,197	0,437	0,015	0,202
50	0,475	0,027	0,243	0,492	0,019	0,242
51	0,546	0,016	0,287	0,615	0,014	0,313
52	0,562	0,000	0,277	0,755	0,000	0,375

Таблиця 3.23

**Оцінки спектральної щільності, розраховані по ряду приростів, які відповідають середньотижневим значенням курсу USD до гривні і середньотижневим котируванням акцій НЗФ за період з 08.01.2002 р. по 29.02.2008 р.**

Номер частотної смуги	На основі оцінок Тюкі-Хеннінга			На основі оцінок Парзена		
	Когерентність	Фазовий зсув	Коефіцієнт підсилення	Когерентність	Фазовий зсув	Коефіцієнт підсилення
0	0,000	0	0,013	0,001	0	0,115
1	0,013	-1,430	0,113	0,079	-1,515	0,918
2	0,023	1,394	0,152	0,274	1,339	1,908
3	0,035	0,951	0,187	0,266	1,082	1,660
4	0,009	1,032	0,097	0,066	1,305	0,740
5	0,008	-0,359	0,090	0,057	-0,603	0,777
6	0,009	-0,315	0,095	0,111	-0,469	1,381
7	0,004	-1,130	0,061	0,099	-0,915	1,555
8	0,004	-1,252	0,063	0,092	-1,198	1,617
9	0,001	-1,125	0,038	0,053	-1,299	1,349
10	0,001	1,261	0,030	0,022	-1,290	0,899
11	0,001	-0,285	0,033	0,029	-0,015	0,896
12	0,011	0,597	0,104	0,109	0,610	1,627
13	0,003	1,152	0,054	0,122	1,123	2,139
14	0,002	-1,319	0,045	0,184	-1,290	3,294
15	0,009	-0,992	0,093	0,263	-0,787	3,631
16	0,008	-0,234	0,087	0,186	-0,151	2,726
17	0,007	0,873	0,085	0,143	0,786	2,347
18	0,005	-1,295	0,074	0,205	-1,488	3,392
19	0,002	-0,961	0,050	0,358	-0,978	6,329
20	0,005	-0,667	0,073	0,407	-0,515	6,472

Номер частотної смуги	На основі оцінок Тюкі-Хеннінга			На основі оцінок Парзена		
	Когерентність	Фазовий зсув	Коефіцієнт підсилення	Когерентність	Фазовий зсув	Коефіцієнт підсилення
21	0,008	0,090	0,087	0,276	0,153	4,091
22	0,006	1,141	0,081	0,205	1,003	3,237
23	0,004	-1,073	0,063	0,170	-1,390	3,515
24	0,000	-0,746	0,015	0,127	-0,963	4,670
25	0,001	-0,994	0,030	0,174	-0,703	5,643
26	0,004	-0,326	0,065	0,243	-0,251	5,203
27	0,003	0,444	0,058	0,251	0,344	5,021
28	0,002	1,336	0,048	0,307	1,108	6,840
29	0,002	-1,432	0,042	0,508	-1,439	11,144
30	0,003	-1,180	0,054	0,437	-1,078	8,248
31	0,006	-0,689	0,077	0,404	-0,664	6,472
32	0,005	-0,100	0,071	0,432	-0,154	6,735
33	0,004	0,449	0,066	0,577	0,401	8,513
34	0,002	1,336	0,048	0,307	1,108	6,840
35	0,002	-1,432	0,042	0,508	-1,439	11,144
36	0,003	-1,180	0,054	0,437	-1,078	8,248
37	0,006	-0,689	0,077	0,404	-0,664	6,472
38	0,005	-0,100	0,071	0,432	-0,154	6,735
39	0,004	0,449	0,066	0,577	0,401	8,513
40	0,008	0,861	0,090	0,596	0,922	7,203
41	0,010	1,444	0,102	0,452	1,507	4,997
42	0,011	-0,905	0,105	0,429	-0,960	4,851
43	0,008	-0,359	0,087	0,516	-0,420	6,342
44	0,007	-0,014	0,081	0,542	0,010	6,699
45	0,014	0,454	0,118	0,448	0,479	4,396
46	0,022	1,030	0,148	0,378	0,987	3,021
47	0,011	-1,371	0,104	0,247	-1,505	2,443
48	0,006	-0,386	0,076	0,234	-0,559	3,330
49	0,004	-0,041	0,064	0,296	0,034	4,198
50	0,010	0,311	0,102	0,283	0,400	2,952
51	0,027	0,726	0,165	0,348	0,726	2,536
52	0,031	1,054	0,175	0,436	0,970	2,628

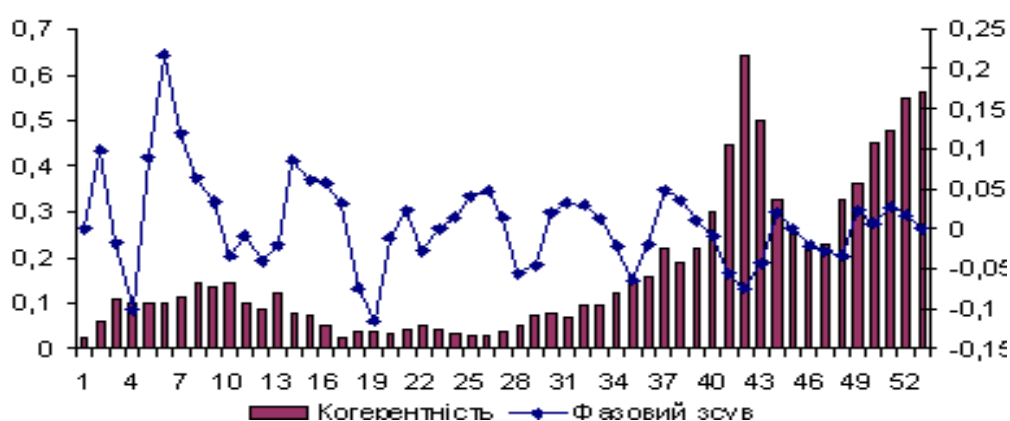


Рис. 3.32. Оцінки когерентності та фазового зсуву для рядів приростів, які відповідають середньотижневим значенням курсу USD до гривні і середньотижневим котируванням акцій НЗФ.

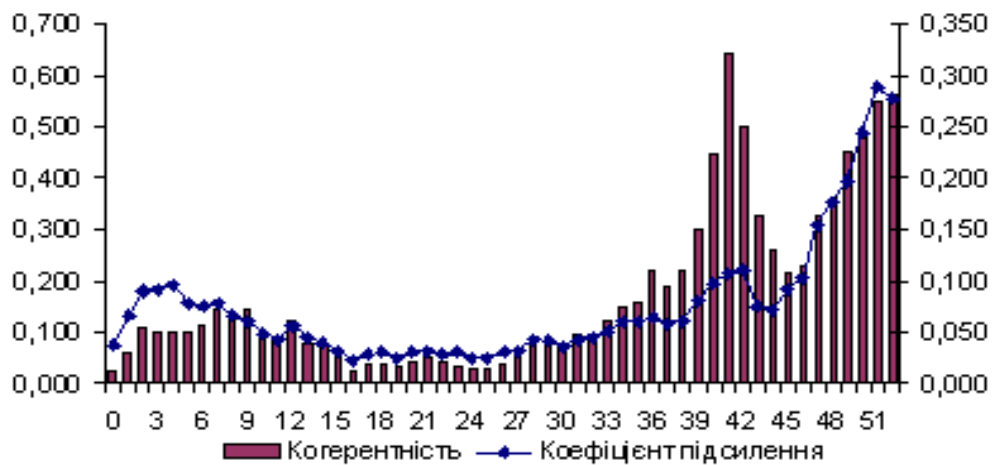


Рис. 3.33. Оцінки когерентності та коефіцієнта підсилення для рядів приростів які відповідають середньотижневим значенням курсу USD до гривні і середньотижневим котируванням акцій НЗФ.

Ми дійшли висновку, про те що є вагомі підстави щодо прийняття гіпотези про існування залежностей між періодичними компонентами в частотних діапазонах. Також багато спільного є в поведінці оцінок фазового зсуву [139].

Дані аналогії мають глибинний характер у відображенні макроекономічних чинників, які визначають умови розвитку фінансових ринків, та закономірні зміни даних показників [140].

### Висновки до розділу 3

1. Запропоновані моделі прогнозування реалізовані на прикладі побудови прогнозу індексу ПФТС, на основі ряду його середньотижневих значень. Враховуючи те, що оскільки результати одержані в ході застосування окремих прогнозних моделей в переважній більшості випадків є основою для прийняття рішень, то вибір конкретної моделі визначається технологіями управління що склались. Так якщо управлінські рішення ухвалюються в моменти часу, які неістотно відрізняються між собою, тобто тут мова йде про окремі управлінські дії, то запропонована схема є цілком ефективною і реальною. У випадку, коли технологія управління має на меті серію регулярних перманентних втручань, то нами доведено, що адекватною є схема “ковзного прогнозування”.



2. Доведено, що використанню технологій “ковзного прогнозування” сприяє перманентний рух вперед в напрямку горизонту прогнозування і є тим джерелом інформації, яке забезпечує ефективність прийняття рішень. Крім цього можливість коректування вибірки дозволяє гнучко і оперативно враховувати зміни в динаміці спостережуваного ряду показників. Однією із переваг запропонованої моделі прогнозування є її універсальний характер, що породжує можливість її використання в різних часових масштабах.

3. Встановлено, що ефективність запропонованих моделей для опису динаміки використання того, або іншого показника фондового ринку залежить від результатів перевірки гіпотези про приналежність його значень нормальному закону розподілу. Встановлено, що інструментом вирішення даної задачі є процедура статистичної перевірки гіпотези з використанням критерію  $\chi^2$ . Аналізуючи практичне дослідження характеру розподілу, зроблено наступні висновки, а саме вони дозволяють прийти до певних висновків відносно того рівня часової інтерпретації даних, для якого операція усереднювання дозволяє відкинути ефект впливу випадкових коливань і по-друге, підчас виконання процедур виникає інформація про довжину серій значень ресурсу, що досліджується, протягом яких можна говорити про сталі параметри, що моделюють його випадкові величини.

4. Внаслідок проведених процедур моніторингу зроблено такі висновки щодо закономірностей, які властиві певним показникам, а саме: чітко простежується тенденція до збільшення середньої тривалості інтервалів однорідності як для середнього, так і для дисперсії, причому істотні зміни в “конфігурації” інтервалів припадають на середину 2001 р; з якості настання моментів розладу дисперсія поводитьсь менш стабільно, ніж середнє (особливо це видно на ділянці за 2001 – 2003 р.); відносне збільшення числа моментів зміни параметрів приростів незмінно припадає на тижні, що є початком року.

5. Доведено можливості застосування запропонованих методів спектрального аналізу для дослідження закономірностей властивих динаміці часових рядів реальних фінансово-економічних показників. Розглянуті моделі виявлення і аналізу періодичних компонент які носять універсальний характер. Проте на обмежених часових інтервалах цілком допустима інтерпретація спостережуваних серій значень як реалізацій випадкових процесів, що мають тренд тільки в середньому, що, не вносить принципових спотворень в спектральні оцінки ненульових частот. Прив'язка часового

масштабу до тижневої шкали пояснюється міркуваннями практичного плану. З одного боку усереднення по тижнях дозволяє відносно згладити вплив випадкових флуктуації, а з іншою – при такому відносно дрібному масштабі у нас зберігається можливість виявлення високочастотних циклів.

6. Проведений на базі дискретних стохастичних моделей аналіз дозволив встановити причини і природу неперіодичних проявів в динаміці індексу ПФТС. Це дозволяє прийняти гіпотезу про присутність в динаміці індексу квартальних, напівквартальних і місячних циклів. З урахуванням у вказаних моделях певних помилок і неоднозначності такі як розклад однієї періодичної компоненти на декілька частинних діапазонів є цілком ймовірним. Це означає, що існують певні труднощі при ідентифікації даних циклів, окрім квартальних, що наводить на думку про можливість втрати точності, яка зумовлена скороченням довжини часового ряду зменшенням числа частотних зсувів.

7. Досліджено часові ряди показників фондового ринку, які знаходяться в стані природної, а не детермінованої компоненти і неявної залежності. Результати розрахунку крос-спектральних характеристик містить значення когерентності, фазового зсуву та коефіцієнта підсилення розраховані як на основі оцінок Тюкі-Хеннінга, так і на основі оцінок Парзена, що дозволяє зробити про те, що у рядах присутня залежність між періодичними компонентами, а саме величина зсуву залежить від впливу багатьох похибок і повинна трактуватися лише як деякі якісні орієнтири.

## ВИСНОВКИ

У монографії вирішено важливе науково-практичне завдання з теоретико-методичного обґрунтування моделювання стохастичних процесів фондового ринку. Результати проведеного наукового дослідження дають можливість зробити наступні висновки.

1. На сучасному етапі розвитку економіки структура фінансових інститутів ринку змінюється на користь сектору цінних паперів і похідних, тобто фондовий ринок охоплює дедалі більшу частку фінансового ринку.

2. Результати дослідження досвіду функціонування фондових ринків в розвинутих країнах та Україні свідчать про доцільність використання фондових індексів, що розраховуються фахівцями рейтингових агентств або фондових бірж. Наявність значної кількості консультаційних і рейтингових агентств, що спеціалізуються на розробці та аналізі фондових індексів, широка різноманітність самих індексів свідчать про необхідність удосконалення моделей їх моніторингу та прогнозування.

3. Проаналізовано основні підходи до моделювання і прогнозування процесів розвитку фондового ринку, що дозволяють виявляти існуючі функціональні залежності в даних процесах та будувати прогноз їхнього розвитку в майбутньому. Виділено, зокрема, методи апроксимації, моделювання фондових індексів вінерівським випадковим процесом, метод, що ґрунтується на використанні чисел Фібоначчі, проте виникає об'єктивна необхідність у їх подальшому розвитку у напрямі спрощення розрахунків і підвищення достовірності на основі застосування адитивної та мультиплікативної моделей.

4. На основі розглянутих підходів до моделювання і прогнозування процесів розвитку фондового ринку запропоновано застосування методів спектрального аналізу та побудови стохастичних моделей для дослідження закономірностей динаміки часових рядів показників розвитку фондового ринку. Відмінність розроблених моделей полягає у застосуванні приростів та коефіцієнтів переходу фондових індексів та курсів валют. При цьому запропоновано використати статистичну базу часових рядів індексу ПФТС, валютних курсів і котирувань акцій провідних українських компаній.

5. Розроблені адитивна та мультиплікативна моделі моніторингу стохастичної динаміки середнього і дисперсії фондових індексів мають універсальний характер, що в свою чергу зумовлює можливості для

ефективного і плідного використання даного інструментарію при роботі з широким спектром фінансових ресурсів і показників. На базі дискретних стохастичних моделей встановлено причини і природу неперіодичних проявів в динаміці індексу ПФТС.

6. Удосконалено моделі виявлення і вивчення закономірності часових рядів значень фінансових ресурсів з використанням методів теорії системного моделювання на основі спектрального аналізу, які на відміну від існуючих дозволяють проводити аналіз періодичних залежностей фінансових показників у стохастичній динаміці. Застосовано спектральний аналіз на практиці і використано різні методики побудови оцінок спектральної щільності, що мають емпіричний характер. Розглянуті моделі виявлення і аналізу періодичних компонент мають універсальний характер. Одержані в ході проведених розрахунків значення спектральних оцінок Тюкі-Хеннінга і Парзена дають можливість отримати інформацію про причини і природу періодичних проявів в динаміці індексу ПФТС.

7. Застосовано методи крос-спектрального аналізу для дослідження залежності між часовими рядами значень фінансових ресурсів, на основі яких побудовано моделі виявлення їх закономірностей, що визначають динаміку процесів, які протікають в рамках фінансових ринків. Чинники, що породжують циклічність для курсів акцій провідних українських компаній, як і у випадку з курсами валют, мають макроекономічний характер, в ситуації з динамікою акцій окремо взятих компаній причини, що обумовлюють періодичність, можуть мати різноманітнішу природу. Порівняльний аналіз конфігурацій спектральних діаграм, дозволив зробити висновок про те, що в тій чи іншій мірі в динаміці кожній з них присутні квартальні, напівквартальні і місячні цикли. Проте співвідношення їх потужностей може істотно імітуватись.

8. На основі розроблених адитивної і мультиплікативної стохастичних моделей побудовано прогнози поведінки фондового ринку, які мають універсальний характер відносно різномасштабних часових шкал. Перевагою запропонованих моделей в прогнозуванні і моніторингу є відносна нежорсткість умов, що допускають їх застосування. Побудовані моделі прогнозування за запропонованим алгоритмом, можна узагальнити на більшу кількість стохастичних моделей, в кожній з яких природи або коефіцієнти переходу є реалізаціями випадкових величин з різними розподілами.

## СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Фондовый портфель / Отв. ред. Рубин Ю.Б., Солдаткин В.П. – М.: СОМИНТЭК, 1992.– 212с.
2. Загорський В.С. Розвиток ринку цінних паперів та управління його ризиками / В.С. Загорський: монографія.–Х.:ВД «ІНЖЕК», 2008.– 192 с.
3. Постанова ВРУ «Про Концепцію функціонування та розвитку фондового ринку України» від 22.09.1995 № 342/95-ВР.
4. Мозговий О.М. Фондовий ринок / О.М. Мозговий: навч. посібн. – К.:КНЕУ, 1999.–316с.
5. Ляшенко В.И. Фондовые индексы и рейтинги / В.И. Ляшенко. – Д.: Сталкер, 1998. – 320 с.
6. Економічна енциклопедія: У трьох томах. Т.3. / Редкол.: С.В. Мочерний та ін. – К.: Видавничий центр «Академія», 2002. – 952 с.
7. Загородній А.Г. Ринок фінансових послуг: Термінологічний словник / А.Г. Загородній, Г.Л. Вознюк. – Львів: Бескид Біт, 2008. – 544 с.
8. Загородній А.Г. Фінансово-економічний словник / А.Г. Загородній, Г.Л. Вознюк. – К.: Знання, 2007. – 1072 с.
9. Януль І.Є. Шляхи розвитку фондового ринку в Україні / І.Є. Януль, В.М. Шелудько // Фінанси України. – 1998. – №6. – С. 96–100.
10. Мертенс А.В. Инвестиции: Курс лекций по современной финансовой теории. – К.: Киевское инвестиционное агентство, 1997. – 41с.
11. Закон України “Про цінні папери та фондову біржу” від 18.06.1991 // ВВР – 1991. – №38.
12. Закон України ”Про національну депозитарну систему та особливості електронного обігу цінних паперів на Україні” від 10.12.1997, №710-97, ВВР.
13. Правила здійснення торговцями цінними паперами комерційної та комісійної діяльності по цінних паперах: Затв. Наказом ДКЦПФР від 23.12.1999 №331 // Закон і бізнес. – 1997.
14. Бурмака М.О. Регулювання фондового ринку в Україні / М.О. Бурмака // Фінанси України. – 1998. – №11. – С.78–84.
15. [www.pfts.com.ua](http://www.pfts.com.ua)
16. Пирожков С.М. Индексы финансового рынка / С.М. Пирожков, В.А. Сазонов // ЭКО.–1994. – №4. – С. 76–93.
17. Севрук М.А. Анализ фондового рынка / М.А. Севрук // Деньги и кредит. – 1993. – №12. – С. 60–62.

18. Гольцберг М.А. Основы финансового инвестирования / М.А. Гольцберг, Л.М. Хасан-Бек. – К.: МЦПИМ, 1995. – 114 с.
19. Рубцов Б.Б. Зарубежные фондовые рынки: инструменты, структура, механизм функционирования / Б.Б. Рубцов. – М.: ИНФРА-М, 1996. – 288 с.
20. Грін В. Економетричний аналіз / В. Грін. Пер. з англ. А. Олійник, Р. Ткачук. – К.: Вид-во "Основи", 2005. – 1197 с.
21. Джонстон Д. Эконометрические методы / Д. Джонстон. – М.: Статистика, 1980. – 444с.
22. Лук'яненко І. Сучасні економетричні методи у фінансах / І.Г. Лук'яненко, Ю.О. Городніченко. – К.: Літера ЛТД, 2002. – 352с.
23. Лук'яненко І., Краснікова Л. Економетрика / І. Лук'яненко, Л. Краснікова. – К.: Тов. "Знання", КОО, 1998. – 494с.
24. Экономико-математические методы и прикладные модели: учеб. пособие для вузов / В. В. Федосеев и др.; Под ред. В. В. Федосеева. – М.: ЮНИТИ, 1999. – 391 с.
25. Шелобаев С. И. Математические методы и модели в экономике, финансах, бизнесе / С.И. Шелобаев: Учеб. пособие для вузов. – М.: ЮНИТИ: ДАНА. – 367 с.
26. Завьялов Ю.С. Методы сплайн-функций / Ю.С. Завьялов, Б.И. Квасов, В.Л. Мирошниченко.– М.: Наука, 1980. – 350 с.
27. Лукашин Ю.П. Адаптивные методы краткосрочного прогнозирования / Ю.П. Лукашин. – М.: Статистика, 1979. – 254с.
28. Демиденко Е.З. Линейная и нелинейная регрессия / Е.З. Демиденко. – М.: Финансы и статистика, 1981. – 302с.
29. Отнес Р., Прикладной анализ временных рядов. Основные методы / Р. Отнес, Л. Эноксон: Пер. с англ.– М.: Мир, 1982.–428с.
30. Ивахненко А.Г. Предсказание случайных процессов /А.Г. Ивахненко, В.Г. Лапа. – К.: Наукова думка, 1971.–416с.
31. Статистическое моделирование и прогнозирование / Г.М. Гамбаров, Н.М. Журавель, Н.М. Королев и др.; под ред. А.Г. Гранберга.– М.: Финансы и статистика, 1990.– 382с.
32. Недосекин А.О. Нечетко-множественный анализ рисков фондовых инвестиций / А.О. Недосекин. – СПб.: «Сезам», 2002. – 181 с.
33. Тюрин Ю.Н. Статистический анализ данных на компьютере / Ю.Н. Тюрин, А.А. Макаров. Под ред. В.Э. Фигурнова. – М.: ИНФРА-М, 1998.

– 528с.

34. Дрейпер Н. Прикладной регрессионный анализ / Н. Дрейпер, Г. Смит. В 2-х книгах: Пер. с англ. – М.: Финансы и статистика, 1986. – Кн. 1. – 366с.

35. Merton R. C. Continuous-time finance.- Cambridge, Mass.: B. Blackwell, 1990.–700р.

36. Первозванский А.А. Прогнозирование и оптимизация на рынке краткосрочных облигаций / А.А. Первозванский, В.Ю. Баринов // Экономика и мат методы. – 1997. – Т. 33. – Вып.4. – С. 5–11.

37. Дрейпер Н. Прикладной регрессионный анализ / Н. Дрейпер, Г. Смит. В 2-х книгах: Пер. с англ. – М.: Финансы и статистика, 1987. – Кн. 2. – 351 с.

38. Бриллинджер Д. Временные ряды. Обработка данных и теория / Д. Бриллинджер: Пер. с англ. – М.: Мир, 1980. – 536с.

39. Найман Э. Л. Малая энциклопедия трейдера / Э. Л. Найман: пер. с англ. – К.: ВИРА-Р: Альфа Капитал, 1999. – 236 с.

40. Буртняк І.В. Аналіз перерозподілу фінансових ресурсів / І.В. Буртняк // Моделювання регіональної економіки: зб.наук.праць – Івано-Франківськ : Плай, 2006. – №1(6). – С. 25–38.

41. Загородній А.Г. Фінансовий словник / А. Г. Загородній, Г.А. Вознюк, Т.С. Смовженко. – Львів: "Центр Європи", 1997. – 576 с.

42. Банковская энциклопедия / под ред. С. И. Лукаша, Л. А. Малютиной.– Днепропетровск: Баланс–Аудит, Каисса Плюс, 1994. – 252 с.

43. Колесникова В. М. Теоретические аспекты финансовых ресурсов предприятия / В. М. Колесникова // Вісник ХДЕУ– 2001. – № 4 (20). – С. 69–71.

44. Moudud J. K. Finance in a Classical and Harrodian Cyclical Growth Model.– The Jerome Levy Economics Institute. – Working Paper. – 2001. – 52 p.

45. Бланк И. А. Управление денежными потоками / И. А. Бланк. – К.: Ника–Центр, Эльга, 2002.– 736 с.

46. Василик О.Д. Теорія фінансів / О.Д. Василик. – К.: НІОС, 2000.– 268 с.

47. Азаренкова Г. М. Фінансові потоки в системі економічних відносин: монографія / Г. М. Азаренкова. – Х.: ВД “ІНЖЕК”, 2006.– 328 с.

48. Берлин С. И. Теория финансов / С. И. Берлин. – М.: Изд-во

Приор, 2000.–256 с.

49. Бандурин А. В. Деятельность корпораций / А. В. Бандурин. – М.: БУКВИЦА, 1999.– 600 с.

50. Бланк И. А. Основы финансового менеджмента: в 4 т. / И. А. Бланк. – К.: Ника-Центр, 1999. – Т.1. – 1999. – 592 с.

51. Гриценко А. Ринкова інфраструктура: суть, функції, будова / А. Гриценко, В. Соколов // Економіка України. – 1998. – № 4. – С 35 – 44.

52. Буртняк І.В. Аналіз моделей поведінки фінансово-банківських інституцій / І.В Буртняк // Актуальні проблеми розвитку економіки регіону. Науковий збірник Прикарпатського національного університету. – Вип.IV. – Івано-Франківськ: Плай, 2008. – Т.2. – С. 142–148.

53. Klein M. A Theory of banking firm // Journal of Money. – 1971. – Vol. 3. – P. 205–218.

54. Chamberlin E. Theory of monopolistic competition. Harvard University Printing Office, 1933. – P. 241.

55. Salop S. Monopolistic competition with outside goods // Bell Journal of Economics. – 1979. – Vol. 10(1). – P. 141–156.

56. Bell F.W., Murphy N.B. Economies of scale and division of labor commercial banking//National Banking Review. – 1968. – Vol. 5. – P. 131 – 139.

57. Benston G. I. Branch banking and economies of scale // Journal of Finance. –1965. – Vol.20. – P.312–331.

58. Benston G.I., Hanweck G.A., Humphrey D. Scale economies in banking // Journal of Money, Credit and Banking. – 1982. – Vol. 14(1). – P. 435 – 546.

59. Mester L. A multiproduct cost study of savings and loans // Journal of Finance. – 1987. – Vol.42. – pp. 251–260.

60. Murray J.D., White R.W. Economies of scale and economies of scope in multi-product financial institutions: A Study of British Columbia credit unions // Journal of Finance. – 1983. – Vol. 38(3). – P. 887 – 902.

61. Hancock D. A Theory of Production for the Financial Firm. Norwell (Mass.), Kluwer Academic Publishers, 1991. Wiley and Sons, Inc., 1962.

62. Bryant J. A model of reserves, bank runs and deposit insurance // The Journal of Banking and Finance. – 1980. – Vol. 43. – P. 749 – 761.

63. Benston G., Smith C. W. A transaction cost approach to the theory of financial intermediation // The Journal of Finance. – 1976. – Vol. 31. – P. 215 – 231.

64. Leland H.E., Pyle D.H. Informational asymmetries, financial structure and financial intermediation//Journal of Finance. – 1977. – Vol. 32. – P. 371 – 387.



65. Grossman S.J., Stiglitz J. On the impossibility of informationally efficient markets // *American Economic Review*. – 1980. – Vol. 70. – P. 393 – 408.
66. Campbell T.S., Kracaw W.A. Information production, market signalling, and the theory of financial intermediation // *Journal of Finance*. – 1980. – Vol. 35. – P. 863 – 882.
67. Allen F. The market for information and the origin of financial intermediation // *Journal of financial intermediation*. – 1990. – Vol. 1. – P. 3– 30.
68. Ramakrishnan R.T.S., Thakor A. V. Information reliability and theory of financial intermediation // *Review of economic studies*. – 1984. – Vol. 51. – P. 415 – 432.
69. Millon M. H., Thakor A. V. Moral hazard and information sharing: A model of financial information gathering agencies // *Journal of Finance*. – 1985. – Vol. 40(5). – P. 1403 – 1422.
70. Gorton G., Pennachi G. Financial intermediaries and liquidity creation // *Journal of Finance*. – 1990. – Vol. 45. – P. 49 – 71.
71. Diamond D. Financial intermediation and delegated monitoring // *Review of economic studies*. – 1984. – Vol. 51. – P. 393 – 414.
72. Diamond D. Monitoring and reputation: The choice between bank loans and directly placed debt // *Journal of Political Economy*. – 1991. – Vol. 99. – P. 689 – 721.
73. Holmstrom B., Tirole J. Financial intermediation, loanable funds, and the real sector. IDEI, Toulouse University, 1993. – P. 187.
74. Sharpe S. Asymmetric information, bank lending and implicit contracts: A stylized model of customer relationships // *Journal of Finance*. – 1990. – Vol. 45(4). – P. 1069–1087.
75. Rajan R. G. Insiders and outsiders: The choice between informed and arm's-length debt // *Journal of Finance*. – 1992. – Vol. 47(4). – P. 1367 – 1400.
76. Bhattacharya S., Chiesa G. Proprietary information, financial intermediation and research incentives // *Journal of Financial Intermediation*. – 1995. – Vol. 4. – P. 328 – 357.
77. Багриновский К.А. Имитационные модели в анализе и синтезе экономических систем планирования и управления / К.А. Багриновский. – М., 1982. – 340 с.
78. Бакаев А.Р. Имитационные модели в экономике / А.Р. Бакаев – К.: Наукова думка, 1978. – 304 с.
79. Вітлінський В.В. Моделювання економіки: навч. посіб.

/ В.В Вітлінський. – К.: КНЕУ, 2003. – 408 с.

80. Буртняк И.В. Моделирование деятельности банков на основе финансовых потоков / И.В. Буртняк // Бизнес Информ: научный информационный журнал. – 2008. – №2. – С. 122–127.

81. Survey A., The Business Finance Market, Industrial Systems Research Publications, Manchester (UK), new edition 2002.

82. Groz M.M. Forbes Guide to the Markets, John Wiley & Sons, Inc. – New York, 1999.

83. Мармоза А.Т. Практикум з математичної статистики / А.Т. Мармоза: навч. посіб. –К: Кондор, 2004. – 264 с.

84. Хованов Н.В. Математические модели риска и неопределенности / Н. В. Хованов. – СПб.:СпбГУ, 1998. – 199 с.

85. Вишняков И.В. Экономико–математические модели оценки деятельности коммерческих банков. Спб.:СпбГУ, 1999. – 250 с.

86. Благун І.С. Моделювання стохастичної динаміки фінансових ресурсів / І.С. Благун, І. В. Буртняк // Моделювання регіональної економіки: зб.наук.праць – Івано-Франківськ: Плай, 2004. – №4. – С. 3–16.

87. Буртняк І.В. Методи моніторингу динаміки фінансових ресурсів/ І.В. Буртняк // Вісник Хмельницького національного університету. – 2006. – Т.2, №4. – С. 109–114.

88. Благун І.С. Методи моніторингу динаміки фінансового ресурсу / І.С. Благун, І.В. Буртняк // Зб.наук.праць. Серія „Економіка”. Вип. 9. Ч. 4. – Острого: Національний університет “Острозька академія”, 2007. – С. 123–129.

89. Колмогоров А. Н. Стационарные последовательности в гильбертовом пространстве / А. Н. Колмогоров // Бюллетень МГУ. – 1941. – № 6. – С. 1–40.

90. Гмурман В.Е., Теория вероятностей и математическая статистика: Учеб. пособие для вузов / В.Е. Гмурман. – М.: Высш. шк., 2004. – 479 с.

91. Granger C. W. J., Hatanaka M. Spectral Analysis of Economic Time Series, Princeton Univ. Press, Princeton, N. J. – 1964.– P.501.

92. Вентцель Е.С. Теория вероятностей / Е.С. Вентцель. – М.: Высшая школа, 1969. С. 576.

93. Bartlett M. S., Introduction to the stochastic Processes with special, reference to Methods and Applications. Cambridge, 1955. – P.324.

94. Beveridge W. H. Weather and harvest cycles,. Econ. J., 1921. – P. 429.

95. Beveridge W. H. Wheat prices and rainfall in Western Europe, J. Roy. Stat. Soc. – 1922. – vol. 85 – P. 412.
96. Anderson T.W. On the theory of testing serial correlation, Skand. Aktuarietidskr. – 1948. – vol. 31. – pp. 88–116.
97. Gnedenko, B.V.; The Theory of Probability. – New York, Chelsea Publishing Company. 1966. – P. 320.
98. Cramer H., On the theory of stationary random processes, Ann.of Math. – 1940. – vol. 41. – pp. 215–230.
99. Wiener N., The Extrapolation, Interpolation and Smoothing of Stationary Time Series. – New York, 1949. – P. 420.
100. Davis H. T., The Analysis of Economic Time Series. Bloomington, Illinois: The Principia Press, 1941. – P. 248.
101. Durbin J. Efficient estimation of parameters in moving average models, Biometrika. – 1959. – vol. 46. – pp. 306–316.
102. Durbin J., Estimation of parameters in time-series regression models, J. Roy. Stat. Soc. – 1960. – vol. 22. – pp. 139–153.
103. Granger C W. J. Tests of discrimination and stationarity, Unpublished Rh. D. Thesis / Nottingham, 1959. – P.324.
104. Jenkins G. M., Priestley M. B. The spectral analysis of time series, J. Roy. Stat. Soc. – 1957. – vol. 19. – pp. 1–12.
105. Hannan E. J. Time Series Analysis. – London, 1960.– P. – 286.
106. Grenander U., Rosenblatt M., Statistical analysis of Stationary Time Series, New York. – 1957. – P. – 301.
107. Kendall M. G. The Advanced Theory of Statistics.– London. – 1946.– vol. 11. – pp. 154–159.
108. Tukey J. W. An introduction to the measurement of spectra, in Probability and Statistics, ed. by U. Grenander. – Stockholm, 1959. – pp. 300–330.
109. Tukey J. W. The estimation of (power) spectra and related quantities, in On Numerical Approximation, ed. by R. E. Langer, Madison, Wisconsin, 1959.– pp. 389–411.
110. Tukey J. W., Discussion, emphasizing the connection between analysis of variance and spectrum analysis, Technometrics, 1961. – vol. 3. – pp. 191–21.
111. Андерсон Т. В. Статистический анализ временных рядов / Т. В. Андерсон. – М.: Мир, 1976. – С. 756.
112. Parzen E., Mathematical considerations in the estimation of spectra,

Technometrics, 1961. – vol. 3. – pp. 167–190.

113. Anderson T. W., Introduction to Multivariate Statistical Analysis, New York, 1968. – P. 584.

114. Kendall M. G., Contributions to the Study of Oscillatory Time Series, Cambridge, 1946. – P. 265.

115. Rudra A. N. Method of discrimination in time series analysis. Sankya, 1955. – vol. 15. – pp. 9–34.

116. Slutsky E. The summation of random causes as the source of cyclic processes, Econometrica, 1937. – vol. 5. – P. 105.

117. Благун І.С. Застосування методів крос-спектрального аналізу для виявлення взаємозв'язку між рядами значень фінансових ресурсів / І.С. Благун, І.В. Буртняк // Моделювання регіональної економіки: зб.наук.праць – Івано-Франківськ: Плай, 2005. – №1(5). – С. 3–13.

118. Grenander U., Some nonlinear problems in probability theory, Probability and Statistics (the Harald Cramer volume) ed. by U. Grenander, Stockholm and New York. – 1959. – P. 301.

119. Hanning R. W. Numerical Methods for Scientists and Engineers, McGraw–Hill Book Co., Inc., New York. – 1962. P. – 410.

120. Schuster A. On the investigation of hidden periodicities, Terr.Mag. – 1898. – pp. 3 – 13.

121. Schuster A., The periodogram of magnetic declination, Trans. – Cambridge Phil. Soc. – 1900. – vol. 18. – P. 107.

122. Stokes G. C. Note on searching for periodicities. Proc. Roy. Soc. – 1879. – vol. 29. – P. 122.

123. Yule G. U. On the time correlation problem, J. Roy. Stat. Soc. – 1921. – vol. 84. – P. 497.

124. Yule G. U. Why do we sometimes get nonsense correlations, J. Roy. Stat. Soc. – 1926. – vol. 89. – P. 490.

125. Yule G. U. On a method of investigating periodicities in disturbed series, Trans. Roy. Soc. – 1927. – pp. 226–267.

126. Whittaker E. T., Robinson G. The Calculus of Observations. – London. – 1924. – P. 194.

127. Whittle P. Hypothesis Testing in Time Series analysis. – Uppsala. – 1951. – P.100.

128. Wold H. Stationary Time Series. – Stockholm. – 1938. – P. 257.

129. Буртняк І.В. Моделі стохастичної динаміки фінансових ресурсів

/ І.В. Буртняк // Матеріали XV міжнародної наукової конференції молодих науковців. “Наука і вища освіта” (Запоріжжя, 17 травня 2007 р.). Запоріжжя: Гуманітарний університет “ЗІДМУ”, 2007.– Ч. II. – С. 287–288.

130. Благун І.С. Спектральний аналіз динаміки валютних курсів / І.С. Благун, І.В. Буртняк // Економічна кібернетика: міжнар. наук. журн. – 2005. – № 5–6. – С. 86–93.

131. Буртняк І.В. Спектральний аналіз динаміки валютних курсів / І.В. Буртняк // Матеріали V міжнародної науково–теоретичної конференції. “Соціально–економічні, політичні та культурні оцінки і прогнози на рубежі двох тисячоліть” (Тернопіль, 17 квітня 2007 р.). – Тернопіль: Стародубець, 2007.– Ч. I. – С. 33–35.

132. Буртняк І.В. Застосування крос–спектрального аналізу // Матеріали XV міжнародної науково–практичної конференції. “Стратегічний розвиток регіону – економічне зростання та інтеграція”. (Чернівці, 11 квітня 2006 р.) – Чернівці: ЧТЕІ КНЕУ, 2006.– Ч. I. – С. 253–256.

133. Буртняк І.В. Практичне застосування методів крос–спектрального аналізу / І.В. Буртняк // Матеріали IX міжнародної науково–практичної конференції. “Наука та освіта – 2006” (Дніпропетровськ, 21 січня 2006 р.) Т.9. Економічні науки. – Дніпропетровськ: Наука і освіта, 2006.–С.–60–62.

134. Клебанова Т. С. Методы прогнозирования: учеб. пособие / Т.С. Клебанова, В.В. Иванов, Н.А. Дубровина – Харьков: ХГЭУ, 2002. – 372 с.

135. Бокс Дж. Анализ временных рядов. Прогноз и управление / Дж. Бокс, Г Дженкинс. – Вып. 1. – М.: «Наука», 1974. – 405 с.

136. Кендалл М. Многомерный статистический анализ и временные ряды./ М. Дж. Кендалл, А. Стьюарт – М.: «Наука», 1976.

137. Маленво Э. Статистические методы эконометрии. Вып. 2. – М.: «Статистика», 1976. – 736 с.

138. Enders Walter. Applied Econometric Time Series. – Iowa State University, 1995. – P. 156.

139. Харкевич А.А. Спектры и анализ / А.А. Харкевич. – М.: Физматгиз, 1957. – 236 с.

140. Гурьянова Л.С. Динамические модели анализа финансового рынка / Л.С. Гурьянова, Т.Н. Трунова // Бизнес Информ. – 2008. – №6. – С. 51–64.