



Ринок фінансово-банківських послуг

Міхаель ГЛЕЗАКОС,  
Георг ГОТЗАГЕОРГІС

**ДОВГОСТРОКОВА ДОХОДНІСТЬ  
ЦІННИХ ПАПЕРІВ ПЕРВИННИХ  
ВІДКРИТИХ ЕМІСІЙ У ГРЕЦІЇ**

**Резюме**

Досліджено довгострокову доходність цінних паперів первинних відкритих емісій на фондовій біржі Греції впродовж 1994–2000 рр. У результаті аналізу розглянутих 176 відкритих первинних розміщень цінних паперів було встановлено, що кумулятивна скорегована доходність цінних паперів первинних відкритих розміщень зростала швидше за середньоринкову доходність на 10,84%, що склався на ринку протягом перших трьох років з дати допуску цих цінних паперів на фондову біржу (лістингу). Отримані результати суперечать результатам емпіричних досліджень щодо фондових ринків для багатьох інших розвинутих країн. Ці ринки характеризуються такими показниками, як норма первинної доходності, розмір емісій і період їх проведення, а також цінова волатильність. Крім цього, в статті показано, що «гіпотеза ірраціональних рішень гравців на фондових біржах» і, як наслідок, нестабільних цін на цінні папери та непередбаченості доходів від них («fads hypothesis»), так само як і «гіпотеза вікон можливостей» («windows of

© Міхаель Глезакос, Георг Готзагеоргіс, 2005.

Глезакос Міхаель, ад'юнкт-професор, факультет статистики і страхування, Університет Піреус, Греція.

Готзагеоргіс Георг, доктор Університету Піреус, Греція.

*Переклад Дмитра Бенча, Вадима Кончина.*

opportunities»), котра передбачає розміщення цінних паперів з метою використання в часі вигод від завищеної оцінки діяльності фірм, а також «гіпотеза невизначеності і розбіжності сподівань на фондовому ринку» («uncertainty and divergence of opinion hypothesis») спроможні достатньою мірою пояснювати довгострокову доходність цінних паперів відкритих первинних емісій на Афінській фондовій біржі.

### Ключові слова

Відкрите первинне розміщення цінних паперів на фондових біржах, доходність цінних паперів первинних відкритих розміщень на фондових біржах, Греція.

### I. Вступ

Первинні відкриті емісії на фондових біржах звичайних акцій широко досліджувались в фаховій літературі щодо проблем фінансів упродовж останніх десятиліть, і науковий інтерес до них продовжує існувати. Численні дослідження засвідчили явище занижених цін на цінні папери первинних відкритих емісій [27: 165–199]. Даний феномен було виявлено в багатьох країнах, зокрема у Греції [17]. У дослідженнях було запропоновано теоретичні моделі, що пояснюють різні аспекти взаємозв'язків між фірмами-емітентами, інвесторами і гарантами розміщення цінних паперів, з метою врахувати первинні неочікувані цінові реакції. Більшість із цих моделей використовувалися комплексно, звичайно, в тому випадку, коли вони не включали одне одну. В основному всі вони базуються на принципі асиметричності інформації, яка існує на ринку як наслідок його природи, чинного законодавства та інших інституційних факторів [17, 19]. Впродовж років акцент досліджень було зміщено на пояснення різних аномалій первинного відкритого розміщення цінних паперів на фондових біржах, які вперше були засвідчені Дж. Ріттером [33: 3–27]. Вчений проаналізував 1526 відкритих первинних розміщень цінних паперів за період 1975–1984 рр. і встановив, що середня доходність цінних паперів у перші три роки після відкритого первинного розміщення становила 34,37%, порівняно з доходністю 61,86% для інших 1526 компаній, які є аналогічними за сектором і розміром, за той самий період часу.

Дж. Ріттер запропонував три можливих варіанти пояснення цієї аномалії: а) оцінка ризиків із систематичною похибкою; б) невдача, що спіткає вкладника; в) завищене реагування ціни цінного паперу на події, що мають місце на фондовому ринку, а також завищений оптимізм вкладників. Останнє пояснення було підтверджено вченим на емпіричному рівні.

Метою цієї статті є дослідження в довготерміновій перспективі цінової поведінки допущених на Афінську фондову біржу цінних паперів, які не досягли нормального рівня доходності. Оскільки ринок первинних відкритих емісій цінних паперів Греції є ще не до кінця дослідженим, він залишається об'єктом емпіричної перевірки тверджень, представлених у багатьох відомих виданнях американських науковців. У випадку, якщо в результаті дослідження спостерігатиметься довгострокова тенденція зростання вартості «недозрілих» цінних паперів швидше/повільніше за зростання середньоринкової вартості цінних паперів, треба піднімати питання стосовно ефективності функціонування ринку відкритих первинних емісій Греції.

Стаття має таку структуру. В частині II розглянуто праці стосовно довгострокової доходності цінних паперів відкритих первинних емісій та різноманітні теоретичні пояснення вищезгаданої аномалії недооцінки/переоцінки ціни допущеного на фондову біржу цінного паперу. В частині III схарактеризовано вибірку відкритих первинних емісій цінних паперів у Греції, а в частині IV подано адаптовану до даної вибірки методику. Результати емпіричного аналізу представлено в частині V. Висновки дослідження подано в частині VI.

## II. Огляд літератури

Довгострокова доходність цінних паперів первинних відкритих емісій вивчалася багато років тому вченим Р. Ібботсоном [18: 235–272], який констатував обернений зв'язок між первинною доходністю цінних паперів, що були розміщені на відкритому первинному фондовому ринку США, і їхньою довгостроковою доходністю за 1960–1969 рр. Р. Ібботсон встановив, що впродовж першого року спостерігалася тенденція зростання вартості «недозрілих» цінних паперів швидше за зростання середньоринкової вартості цінних паперів, а впродовж наступних трьох років – тенденція зростання вартості «недозрілих» цінних паперів повільніше за зростання середньоринкової вартості цінних паперів. На основі вже проведених досліджень Дж. Ріттер [33] проаналізував доходність цінних паперів первинних відкритих емісій для США, що здійснювалися протягом 1975–1984 рр., та зробив висновок, що вартість первинних цінних паперів зростала протягом трьох років після їх випуску повільніше за вартість цінних паперів еталонної емісії на 27,49%. Пізніше Т. Логран і Дж. Ріттер [26: 5–23] досліджували первинні відкриті емісії цінних паперів за 1970–1990 рр. та виявили, що річна середня ставка доходності даних цінних паперів становила лише 5% впродовж п'яти років після емісії порівняно з 12% доходності цінних паперів компаній відповідного розміру. Доцільно зауважити, що більшість американських досліджень охоплюють періоди часу, що частково співпадають між собою, і значною мірою це звіти стосовно тих самих первинних відкритих емісій цінних паперів. Виявлена тенденція зростання вартості «недозрілих» цінних паперів швидше за зростання середньоринкової вартості цінних паперів не об-

межувалася розглядом лише фондових ринків США. М. Левіс [24] досліджував дані 712 первинних відкритих емісій цінних паперів для Великобританії, що здійснювались протягом 1980–1988 рр. Науковець підтвердив існування довгострокової тенденції зростання вартості «недозрілих» цінних паперів повільніше за зростання середньоринкової вартості цінних паперів (8,10% і 23% в залежності від використаної в аналізі еталонної емісії). У нещодавно здійсненому дослідженні С. Еспенлауба та І. Тонкса [13] на основі даних за 1985–1995 рр. повторно перевірено факт повільнішого зростання у довгостроковій перспективі вартості «недозрілих» цінних паперів порівняно зі зростанням середньоринкової вартості цінних паперів у Великобританії. Так само, як і М. Левіс, вчені порівнювали аномальні рівні доходності за допомогою використання альтернативних еталонних емісій і підтвердили, що в довгостроковій перспективі вартість цінних паперів, допущених на первинний відкритий фондовий ринок, зростала повільніше за середньоринкову вартість цінних паперів. А. Льюнквіст [5: 1309–1320] продемонстрував, що вартість цінних паперів первинних відкритих емісій на фондовому ринку ФРН зростала повільніше за середньоринкову вартість цінних паперів на 12% упродовж трьох років з дати лістингу перших. Ф. Фінн і Р. Гігхам [16: 333–351] досліджували дані 93 первинних відкритих емісій цінних паперів для Австралії, що здійснювались протягом 1966–1978 рр. і встановили, що купівля цих цінних паперів на кінець місяця, в якому вони були допущені на фондову біржу, і володіння ними до кінця першого року вели до отримання доходу на 6,52% менше, ніж передбачалось індексами. Тенденція зростання вартості «недозрілих» цінних паперів повільніше за зростання середньоринкової вартості цінних паперів була присутня не лише у країнах із розвинутою економікою, а й була навіть більшою на фондових ринках країн, що розвиваються. Р. Аггарвал, Р. Ліл та Л. Хернандез [2: 42–53] встановили, що вартість цінних паперів на первинному відкритому ринку Бразилії зростала повільніше середньоринкової вартості цінних паперів на 47% упродовж перших трьох років після лістингу, у Чилі – на 23,7%, в той час як у Мексиці через рік після лістингу – на 19,6%. С. Девсон [10: 65–76] оцінив, що пристосовані річні норми доходності цінних паперів первинних відкритих емісій в Гонконгу та Сінгапурі за період 1978–1984 рр. становили, відповідно, 9,3% та 2,7%. На противагу цьому, позитивною та статистично значущою спостерігалась тенденція зростання вартості цінних паперів первинних відкритих емісій швидше за середньоринкову вартість цінних паперів на 18,2% в Малайзії. Також А. Шах [35] встановив, що в Індії вартість цінних паперів первинних відкритих емісій зростала швидше за вартість цінних паперів еталонних емісій протягом перших 200 торговельних днів. І нарешті, Дж. Кім, І. Крінські та Дж. Лі [21: 429–448] зробили висновок про те, що в Кореї вартість цінних паперів первинних відкритих емісій зростала швидше за середньоринкову вартість цінних паперів на 2%.

Наявні коливання вартості цінних паперів первинних відкритих емісій від вартості цінних паперів еталонних емісій варто віднести, – поміж деяких інших чинників, – до методологічних причин. Наприклад, Дж. Ріттер [33] припустив, що вибір еталонного портфеля цінних паперів, тривалість пері-

оду, протягом якого обчислюється доходність цінних паперів первинних відкритих розміщень, а також критерії відбору даних для дослідження можуть пояснити відмінності вартості цінних паперів первинних відкритих емісій від вартості цінних паперів еталонних емісій. С. Сефсік та Р. Томпсон, А. Брев та П. Гомперс, Б. Барбер та Дж. Ліон, а також С. Котері та Дж. Варнер з-поміж інших також доводили, що  $t$ -статистика визначена невірно в зв'язку з наявністю значних потенційних порушень базових статистичних припущень. А. Брев, С. Гежі і П. Гомперс [5] також поставили під сумнів наявність тенденції повільнішого зростання вартості цінних паперів первинних відкритих емісій порівняно зі зростанням середньоринкової вартості цінних паперів і встановили, що компанії-емітенти мали схожу з компаніями-неемітентами вартість цінних паперів, проте спостерігались відмінності внаслідок впливу інших чинників, таких як розмір компанії. Е. Дімсон та П. Марш (1986), Дж. Ріттер (1991), Е. Фама та К. Френч (1998), а також Е. Фама (1998) з-поміж іншого продемонстрували, що методика вимірювання довгострокової доходності цінних паперів первинних відкритих емісій має високу чутливість до обраної для дослідження еталонної емісії. Тому недосконало вибрані еталони можуть впливати на отримання результату з відображенням низьких рівнів доходності в довгостроковому періоді.

### **Теоретичне пояснення довгострокової доходності цінних паперів первинних відкритих емісій**

Р. Аггарвал та Р. Ріволі [1: 42–52] сформулювали твердження про те, що фондові ринки не схильні ефективно оцінювати нові емісії цінних паперів, принаймні впродовж певного часу після лістингу. Тому аномальні доходи, які отримують інвестори від первинних відкритих розміщень цінних паперів, є результатом тимчасового завищеного оцінювання вартості у початковому торговельному періоді. Це узгоджується з «гіпотезою ірраціональних рішень гравців на фондових біржах («fad's hypothesis») або «гіпотезою імпресаріо» («impresario's hypothesis») [36: 55–65], яка стверджує, що ринок первинних відкритих емісій цінних паперів є предметом прийняття ірраціональних рішень гравців фондових бірж і що дані цінні папери агенти інвестиційних банків (імпресаріо) недооцінюють з метою стимулювання надлишкового попиту. Ця гіпотеза припускає, що чим більшою є первинна доходність цінних паперів відкритих первинних емісій, тим більшим є ступінь подальшого коригування їхньої вартості.

Дж. Ріттер [33] запропонував «гіпотезу вікон можливостей» («windows of opportunity hypothesis») для пояснення доходності цінних паперів первинних відкритих емісій на вторинному позабіржовому ринку. Вона полягає в тому, що нова емісія цінних паперів припадає на період високої місткості ринку, тобто коли вартість емітованих цінних паперів скоріше може завищуватись, аніж навпаки. Результат тестування цієї гіпотези полягає в тому, що



періоди високої місткості ринку повинні асоціюватись з низькою доходністю в довгостроковій перспективі. Т. Логран та Дж. Ріттер [26] підтвердили висунуту раніше Дж. Ріттером гіпотезу для первинних відкритих емісій цінних паперів у США.

Згідно з «гіпотезою невизначеності і розбіжності сподівань на фондовому ринку» («uncertainty and divergence of opinion hypothesis») Е. Міллера [29], головним фактом є те, що сподівання (очікування) інвесторів стосовно вартості цінних паперів розходяться. Це не дивно, якщо брати до уваги складність ціноутворення для цінних паперів. В той час, коли серед теоретиків існує загальна згода з приводу того, що вартість цінного паперу має дорівнювати поточній вартості усіх його грошових потоків, виникає неузгодженість щодо точної величини дисконтної ставки, яка, у свою чергу, залежить від очікуваного рівня ризику. Тому при тестуванні цієї гіпотези очікується, що буде виявлено обернений кореляційний зв'язок між очікуваним рівнем невпевненості та доходністю цінних паперів первинних відкритих розміщень на вторинному позабіржовому ринку.

### III. Вибірка

Першопочаткова вибірка охоплювала 211 первинних відкритих емісій цінних паперів, що були допущені до торгів на Афінську фондову біржу впродовж січня 1994 – грудня 2000 рр. 35 з 211 обраних компаній були відкинута з огляду на критерій наявності даних або на специфічні характеристики певних секторів економіки<sup>1</sup>. Табл. 1, в якій подано розподіл первинних відкритих розміщень цінних паперів у виборці впродовж 1994–2000 рр., показує, що 55,68% нових емісій проводилися протягом трьох років з найвищою діловою активністю (1998–2000 рр.). Цей результат узгоджується з концепцією ринку поживавлених емісій [18: 33].

Першоджерелом даних є «Річний статистичний звіт 2001» („Annual Statistic Report») Афінської фондової біржі, який містить відомості про терміни розміщення на фондовому ринку цінних паперів та ціни на них, а також обсяги емісії. Інформація стосовно особливостей кожного окремого розміщення цінних паперів була отримана з бази даних Афінської фондової біржі. Джерело «Здійснення фінансових послуг» стало у пригоді при проведенні перехресної перевірки даних. Вік компанії-емітента на час розміщення цінних паперів та цін на них було отримано шляхом безпосереднього зв'язку з компаніями, які залучено до вибірки. Зрештою, період часу між моментом заснування компанії і першим днем біржових торгів було визначено як вік компанії-емітента.

<sup>1</sup> Здебільшого фінансові компанії.

#### IV. Методика дослідження

Доходи цінних паперів за трирічний термін були обчислені за припущення, що кожен місяць включає 21 день торгів, які йдуть один за одним. За умов, коли цінні папери первинних відкритих розміщень вилучаються з лістингу до моменту закінчення трьохрічного терміну, трирічні доходи на них обчислюються впродовж періоду від їхнього допуску на фондовий ринок до моменту вилучення з лістингу.

Щоденні доходи було обчислено за такою формулою:

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \times 100.$$

Згідно з твердженнями Дж. Брауна та Б. Варнера (1985) аномальна доходність ( $AR$ ) обчислюється шляхом віднімання від доходності цінних паперів первинного відкритого розміщення ринкової доходності (скорегованої ринкової доходності):

$$AR_{jt} = R_{jt} - R_{mt},$$

де  $R_{jt}$  – доходність цінних паперів первинного відкритого розміщення компанії  $j$  на день торгів  $t$ ;

$R_{mt}$  – доходність за основним індексом (General Index) та індексом паралельного ринку (Index of Parallel Market) Афінської фондової біржі, що були використані як еталонне розміщення.

Даний підхід передбачає, що величина бета для всіх нових лістингів становить 1, що є спрощувальним припущенням. Його широко використовують у відповідних емпіричних дослідженнях<sup>2</sup>.

Середні аномальні доходи ( $AR$ ) обчислюються (для кожного типу цінних паперів) за допомогою рівняння:

$$AR_t = \frac{1}{n_t} \sum_{j=1}^{n_t} AR_{jt},$$

де  $n$  – кількість цінних паперів у виборці на день біржових торгів  $t$ .

Крім того, кумулятивний аномальний доход (cumulative abnormal return –  $CAR$ ) від першого дня торгів ( $t_s$ ) до останнього дня торгів ( $t_e$ ) обчислюють за формулою:

$$CAR_{j(t_s, t_e)} = \sum_{t=t_s}^{t_e} AR_{jt}.$$

<sup>2</sup> Див. [8, 18, 20, 33, 38].

Для того, щоб оцінити статистичну значущість кумулятивного аномального доходу, ми використовуємо перехресну секційну  $t$ -статистику з стандартними похибками на основі перехресних секційних даних кумулятивних аномальних доходностей вибраних первинних відкритих розміщень цінних паперів і застосовуємо таку формулу:

$$t\text{-статистика} = \frac{CAR_t}{\left( \frac{S.D._t}{\sqrt{n}} \right)}$$

Альтернативу, використовуючи кумулятивну<sup>3</sup> доходність, яка імпліцитно припускає щомісячне портфельне ребалансування, використаємо аномальну доходність за умов реалізації стратегії купівлі й володіння (buy-and-hold abnormal return –  $BAHAR$ ) від першого дня торгів ( $t_s$ ) до останнього дня торгів ( $t_e$ ) та застосуємо формулу:

$$BAHAR_{(t_e, t_s)} = \left[ \prod_{t=t_s}^{t_e} (1 + R_{jt}) - 1 \right] - \left[ \prod_{t=t_s}^{t_e} (1 + R_{mt}) - 1 \right]$$

Аномальна доходність  $BAHAR$  вимірює сукупний дохід за умов реалізації стратегії купівлі й володіння, коли цінний папір придбано за ціною на момент закриття п'ятого дня біржових торгів і цей цінний папір залишається у володінні вкладника до моменту закінчення трьохрічного періоду або до моменту вилучення даного цінного паперу з лістингу.

Для тестування нульової гіпотези щодо аномальної доходності за умов реалізації стратегії купівлі й володіння було використано  $t$ -статистику, скореговану на асиметричність (цей метод було запропоновано Дж. Нейманом та Е. Пірсоном (1928) і застосовано в недавніх працях Дж. Ліона, Б. Бербера та С. Тсая (1999), а також М. Кулі та Дж. Сарета (2001) щодо аномальної доходності цінних паперів).

$$t = \sqrt{n_t} \times \left( S + \frac{1}{3} \hat{\gamma} S^2 + \frac{1}{6n_t} \hat{\gamma} \right),$$

де  $S = \frac{BAHAR_t}{\left( \frac{\sigma_t}{\sqrt{n_t}} \right)}$  та  $\hat{\gamma}$  є оцінкою коефіцієнта асиметричності.

<sup>3</sup> Коли компанію вилучають з еталонного лістингу, портфельний дохід наступного місяця є рівнозваженою середньою цінних паперів компаній, що залишились у портфелі. Тому, кумулятивна доходність, що скоригована на ринкову доходність, включає щомісячне ребалансування, коли доходи вилученої з лістингу компанії протягом кожного наступного місяця порівно розподіляються серед компаній, цінні папери яких залишились у портфелі.



### Формування тестування на достовірність гіпотез

У табл. 2 представлено результат тестування достовірності вищезгаданих гіпотез «ірраціональних рішень гравців на фондовому ринку», «вікон можливостей», а також «невизначеності та розбіжності сподівань на фондовому ринку», запропонованих для пояснення довгострокової доходності цінних паперів первинних відкритих розміщень.

1. Доходність цінних паперів первинних відкритих розміщень за три роки була вибрана як гроху-змінна для характеристики довгострокової доходності цінних паперів цього типу. Таким чином, вона була визначена як залежна змінна в усіх представлених регресійних рівняннях.

2. Для опису доходності цінних паперів первинних відкритих розміщень в період часу між існуванням ціни, запропонованої при розміщенні цінних паперів на фондовій біржі та ціною на момент закриття п'ятого дня біржових торгів було використано гроху-змінну, яка здатна характеризувати ступінь завищеного оцінювання нової емісії цінних паперів. У випадку, коли є дійсною «гіпотеза ірраціональних рішень гравців на фондовому ринку», має існувати обернений кореляційний зв'язок між залежною та незалежною змінними.

3. Періоди похваленого ринкового попиту були виражені відповідною Dumtu-змінною, прийнятою за одиницю, в той час як нульове значення цієї Dumtu-змінної вказує на стриманий період на фондовому ринку. У випадку, коли є дійсною «гіпотеза вікон можливостей», очікується обернений кореляційний зв'язок між залежною та незалежною змінними.

4. Як було з'ясовано у II розділі статті, присвяченому огляду літератури, найповільніше зростання вартості цінних паперів первинних відкритих емісій порівняно до зростання середньоринкової вартості цінних паперів має місце при найвищій першопочатковій невпевненості відносно справжньої вартості перших в період їх первинного відкритого розміщення. Оскільки очікувана невпевненість не піддається спостереженню, то обсяг емісії, вік компанії і цінова волатильність використовуються в якості гроху-змінних. Е. Міллер (2000) вимірював волатильність щоденними стандартними відхиленнями доходів в перші 20 днів після первинного відкритого розміщення цінних паперів. Отже, обсяг емісії, вік компанії та цінова волатильність цінних паперів є незалежними змінними для перевірки достовірності «гіпотези невизначеності і розбіжності сподівань на фондовому ринку».

## V. Результати

Табл. 3 відображає місячні кумулятивні середні доходи, а також середні доходи за умов реалізації «стратегії купівлі та володіння», починаючи з п'ятого дня біржових торгів з моменту допуску цінних паперів на фондову біржу. Рівнозначна кумулятивна аномальна доходність для 36 місяця становить 10,84%. У випадку застосування методики для «стратегії купівлі і володіння» спостерігається додатна середня величина аномального доходу 0,21%. Результати нашого дослідження не відповідають результатам багатьох подібних проведених досліджень для фондових ринків країн, що розвиваються. Вони також відрізняються від висновків, зроблених науковцями С. Казантсісом та М. Левісом (1995) стосовно нових лістингів на Афінській фондовій біржі. Проте, вони схожі до тих висновків, які було отримано для азійських країн, зокрема Кореї (1995), Індії (1995) та Малайзії (1998). Можливим поясненням відхилень, що спостерігалися для доходності цінних паперів первинних відкритих розміщень у Греції, могла б бути радикальна зміна законодавчих обмежень коливання цін цінних паперів у перші дні біржових торгів після лістингу. Повертаючись до нашого дослідження, слід відзначити, що до 1992 р. не існувало жодних обмежень, тоді як з грудня 1992 р. було встановлено щоденні припустимі межі коливання цін цінних паперів первинних відкритих розміщень не більше  $\pm 8\%$ . Отже, дослідження С. Казантсіса і М. Левіса (1995), Г. Папайоанноу, Н. Сафіддіне, Н. Тревлоса і Н. Філіппаса (1997) включали лише два з восьми періодів з обмеженнями цінових коливань на відміну від семи з семи періодів у даному дослідженні. У результаті вищі первинні доходи (що вбачалося більшою мірою можливим) могли супроводжуватися сильнішим корегуванням, а отже, це сприяло появі тенденції зростання вартості цінних первинних відкритих розміщень повільнішими темпами порівняно із середньоринковою вартістю цінних паперів еталонних емісій у наступних періодах.

### **Ідентифікація незалежних змінних для пояснення довгострокової доходності цінних паперів первинних відкритих розміщень**

Для ідентифікації незалежних змінних при поясненні доходності цінних паперів первинних відкритих розміщень у Греції ми сформуваємо моделі 1–4, результати яких подано в табл. 2. Результати аналізу, представлені у табл. 4, показали, що обсяг емісії (ISS) є найбільш значущою незалежною змінною ( $-0,508 / t$ -статистика  $-7,358$ ), хоча статистично значущими також є первинна доходність (INI), період проведення емісії (ISP) та цінова волатильність (PRV) упродовж 20 днів біржових торгів. Вік компанії (AGE) має незначущий зв'язок із довгостроковою доходністю цінних паперів первинних відкритих розміщень, проте справджується очікуваний від'ємний знак

зв'язку. Модель 1 задовольняє заданий масив даних, оскільки більшість оцінених параметрів є статистично значущими і, більш того, скорегований множинний коефіцієнт детермінації  $adj.R^2$  становить 0,454 та є чи не найвищим серед отриманих результатів, згадуваних у відповідній літературі. Як приклади можна навести значення скорегованого коефіцієнту детермінації:  $adj.R^2 = 0,051$  для Канади [28]; 0,106 – для США [26]; 0,053 – для Австралії [28]; 0,084 – для Великобританії [20]; 0,17 – для Малайзії [9] тощо.

У табл. 4 показано також, що первинна доходність (INI) є ваговою незалежною змінною (див. модель 2) за умови, якщо її використовують окремо, а отже, припускають дійсність «гіпотези ірраціональних рішень гравців на фондових ринках». Схожі результати були запропоновані у працях В. Де Бондта та Р. Талера (1985), Дж. Ріттера (1991), М. Левіса (1993), а також М. Кулі та Дж. Сарета (2001). Значущість змінної періоду проведення емісії (ISP) забезпечує достовірність «гіпотези вікон можливостей» (див. модель 3). Модель сформовано за припущення, що впродовж 1990–1997 рр. Афінська фондова біржа характеризувалася стриманими торгами, а в 1998–2000 рр., навпаки, пожвавленими торгами. Від'ємний зв'язок між періодом емісії (пожвавленим чи стриманим) та довгостроковою доходністю цінних паперів первинних відкритих емісій, про що свідчить табл. 4, може пояснювати припущення, що компанії обирають відкриту емісію, коли вкладники не вагаються платити відносно високу ціну на цінний папір [33, 37].

На відміну від результатів досліджень Дж. Ріттера, а також Ф. Картера та А. Сінгха (1998), в нашому дослідженні не було виявлено значущого зв'язку між віком компанії та її довгостроковою доходністю (див. модель 4). Схожі результати були отримані А. Каршидом, Р. Мадамбі та М. Гьоргенном для фондового ринку Сполученого Королівства. Проте дві інші змінні, а саме обсяг емісії (ISS) і цінова волатильність (PRV), які були використані як гроху-змінні очікуваної невпевненості, мають значущий від'ємний зв'язок з трирічним доходом цінних паперів первинних відкритих розміщень. Ці результати підтверджують достовірність «гіпотези невизначеності і розбіжності сподівань на фондовому ринку».

Врешті, отримана кореляція між незалежними змінними (див. табл. 5) вказує на те, що не очікується значного ефекту мультиколінеарності на результати аналізу.

## VI. Висновки

У даній статті досліджено довгострокову доходність цінних паперів первинних відкритих розміщень в Греції впродовж 1994–2000 рр. Для уникнення проблем, що пов'язані з вибором методики вимірювання доходності [5, 22, 26], застосовано два різних методи оцінки – кумулятивну аномальну доходність та доходність за умов реалізації «стратегії купівлі й володіння».

Отримані результати показали, що первинні відкриті розміщення цінних паперів у Греції забезпечили позитивні доходи в перші три роки після проведення нової емісії. Доходність цих цінних паперів пояснюється певними змінними, які були запропоновані у відповідній літературі. У результаті аналізу виявлено, що первинна доходність, період проведення емісії, обсяг емісії та цінова волатильність мали відчутний вплив на доходність цінних паперів первинних відкритих емісій у Греції впродовж 1994–2000 рр. Результати вказують на те, що гіпотеза *«ірраціональних рішень гравців на фондових ринках»*, так само як і гіпотези *«вікон можливостей»* та *«невизначеності і розбіжності сподівань на фондовому ринку»*, забезпечують достатнє пояснення довгострокової доходності цінних паперів первинних відкритих розміщень, що були включені в лістинг Афінської фондової біржі. Зрештою, обмеження коливань цін цінних паперів у перший день біржових торгів, яке було запроваджено в 1992 р., відіграло роль у виникненні значних відмінностей довгострокової доходності цінних паперів первинних відкритих емісій на Афінській фондовій біржі.

### Література

1. Aggarwal R. and P. Rivoli, 1990, «Fads in the initial public offering market?», *Financial Management* 22, 42–53.
2. Aggarwal R., R. Leal and L. Hernandez, 1993, «The aftermarket performance of initial public offerings in Latin America», *Financial Management* 22, 42–53.
3. Barber B. and J. Lyon, 1997, «Detecting long-run abnormal stock returns: the empirical power and specification of test statistics», *Journal of Financial Economics* 43, 341, 372.
4. Brav A. and P. Gompers, 1997, «Myth or reality? The long – run underperformance of initial public offerings: evidence from venture and non-venture capital-backed companies», *Journal of Finance* 52, 1791–1821.
5. Brav A., C. Geczy and P. A. Gompers, 1998, «Is the abnormal return following equity issuances anomalous?», *Journal of Financial Economics* 56, 209–249.
6. Brown J. S. and B. J. Warner, 1985, Using daily stock returns: the case of event studies», *Journal of Financial Economics* 14, 3–31.
7. Carter F. and A. Singh, 1998, «Underwriting reputation, initial returns and the long-run performance of IPO stocks», *Journal of Finance* 53, 285–311.
8. Clarkson P. and R. Thompson, 1990, «Empirical estimates of beta when investors face estimation risk», *Journal of Finance*, 431–453.

9. Corhay A., 2002, «The long run performance of Malaysian Initial Public Offerings (IPO's): value and growth», *Managerial Finance* 28, 52–65.
10. Dawson S. M., 1987, «Secondary stock market performance of initial public offers, Hong Kong, Singapore and Malaysia: 1978–1984», *Journal of Business Finance and Accounting* Spring, 65–76.
11. De Bondt W. and R. Thaler, 1985, «Does the stock market overreact?», *Journal of Finance* 40, 793–808.
12. Dimson E. and P. Marsh, 1986, «Event study methodologies and the size effect», *Journal of Financial Economics* 17, 1–29.
13. Espenlaub S. and I. Tonks, 1998, «Post-IPO directors, sales and reissuing activity: an empirical test of IPO signaling models», *Journal of Business Finance and Accounting* 25, 1037–105.
14. Fama E. F., 1998, «Market efficiency, long term returns and behavioral finance», *Journal of Financial Economics* 49, 283–306.
15. Fama E.F. and K. French, 1996, «Multifactor explanations of asset pricing anomalies», *Journal of Finance* 51, 55–84.
16. Finn F. J. and R. Higham, 1988, «The performance of unseasoned new equity issues-cum-stock exchange listings in Australia», *Journal of Banking and Finance* 12, 333–351.
17. Glezakos M. and G. Gotzageorgis, 2005, «An empirical investigation of underpricing in Greek IPO's: 1990–2000», *European Research Studies*, Forthcoming.
18. Ibbotson R. G., 1975, «Price performance of common stock new issues», *Journal of Financial Economics* 2, 235–272.
19. Kazantzis C. and M. Levis, 1995, «Price support and initial public offerings: evidence from the Athens Stock Exchange», *Research in International Business and Finance* 12, JA1 Press.
20. Khurshed A., R. Mudambi and M. Goergen, 1999, «On the long-run performance of IPO's», Unpublished paper Isma Center, Reading University.
21. Kim J. B., I. Krinsky and J. Lee, 1995, «The aftermarket performance of initial public offerings in Korea», *Pacific-Basin Finance Journal* 3, 429–448.
22. Kooli M. and J. M. Suret, 2001, «The aftermarket performance of initial public offerings in Canada», *CIRANO Scientific Series* 52, 1–35.
23. Kothari S. and J. Warner, 1997, «Measuring long-horizon security price performance», *Journal of Financial Economics* 43, 301–339.
24. Levis M., 1993, «The long run performance of initial public offerings: The U. K. experience 1980–88», *Financial Management* 22, 28–41.

25. Ljungqvist A. P., 1997, «Pricing initial public offerings: further evidence from Germany», *European Economic Review* 41, 1309–1320.
26. Loughran T and J. R. Ritter, 1995, «The new issues puzzle», *Journal of Finance* 50, 23–51.
27. Loughran T., J. Ritter and K. Rydqvist, 2003, «Initial Public Offerings: International Insights», *Pacific-Basin Finance Journal* 2, 165–199 (updated June 25, 2003).
28. Lyon J., B. Barber B. and C. Tsai, 1999, «Improved methods for tests of long-run abnormal stock returns», *Journal of Finance* 54, 165–201.
29. Miller E., 2000, «Long run underperformance of initial public offerings: An explanation», Unpublished paper, University of New Orleans.
30. Neyman J. and E. Pearson, 1928, «On the use and interpretation of certain test criteria for purposes of statistical inference», *Biometrika* 20A, 175–240.
31. Papaioannou G. I., A. Safieddine, N. G. Travlos and N. D. Filippas, 1997, «The stock performance and the operational efficiency of enterprises after their listing in the Athens Stock Exchange», University of Piraeus Issue.
32. Paudyal K., B. Saadouni and R. J. Briston, 1998, «Privatization initial public offerings in Malaysia: initial premium and long-term performance», *Pacific-Basin Finance Journal* 6, 427–451.
33. Ritter J. R., 1991, «The long run performance of initial public offerings», *Journal of Finance* 46, 3–27.
34. Sefcik S. and R. Thomson, 1986, «An approach to statistical inference in cross-sectional models with security abnormal returns as depended variable», *Journal of Accounting Research* 24 (2), 316–334.
35. Shah A., 1995, «The Indian IPO Market: Empirical Facts», Economics Working Paper Archive at WUSTL 9507003.
36. Shiller R. J., 1990, «Speculative prices and popular models», *Journal of Economic Perspectives* 4, 55–65.
37. Teoh S. H., I. Welch and T. J. Wong, 1998, «Earnings management and the long run market performance of initial public offerings», *Journal of Finance* 53, 1935–1974.
38. Travlos N., L. Trigeorgis and N. Vafeas, 2001, «Shareholder wealth effects of dividend policy changes in an emerging stock market: the case of Cyprus», *Journal of Multinational* 5, 87–112.



## Додатки

Таблиця 1

Первинні відкриті емісії впродовж 1994–2000 рр.

Рік	Кількість IPO	Валові доходи (євро)
1994	39	229,747,046
1995	14	43,899,667
1996	15	321,243,662
1997	10	31,531,030
1998	18	376,589,086
1999	32	687,818,643
2000	48	1,997,633,259
Всього	176	3,688,462,393

Таблиця 2

Незалежні змінні, що пояснюють тенденцію зростання вартості цінних паперів первинних відкритих емісій повільніше за зростання середньоринкової вартості цінних паперів

Змінна	Визначення	Гіпотеза до перевірки	Літературні посилання
Первинна доходність (INI)	Доходність компаній в період часу між існуванням ціни емісії та ціни після закриття п'ятого дня біржових торгів	Гіпотеза ірраціональних рішень гравців на фондових ринках	Levis (1993), Aggarwal, Leal та Hernandez (1993), Ritter (1991), Shiller (1990)
Період первинної емісії (ISP)	Dummy-змінна (0 = стриманий, 1 = пожвавлений)	Гіпотеза вікон можливостей	Ibbotson (1975), Ritter (1991)
Обсяг емісії (ISS)	Валові доходи		
Вік компанії (AGE)	Різниця між датами лістингу і заснування	Гіпотеза невизначеності і розбіжності сподівань на фондовому ринку	Kazantzis і Levis (1995)
Цінова волатильність (PRV)	Стандартне відхилення доходів протягом перших 20ти днів		

Таблиця 3

**Доходність цінних паперів первинних відкритих емісій  
у розрізі років емісії**

Вибірка включає 176 первинних відкритих емісій компаній, цінні папери яких згодом були допущені на Афінську фондову біржу

Часовий період: січень 1994 – грудень 2000 рр.

Рік	Кількість первинних від- критих емісій цінних паперів	Довгострокова доходність					
		Кумулятивні анормальні доходи			Анормальні доходи при реалізації «стратегії купівлі та володіння»		
		Середня %	t- статистика	Медіана %	Середня %	t- статистика	Медіана %
<b>Група А: 1 рік після емісії</b>							
1994	39	20,70%	2,35 <sup>d</sup>	5,22%	23,66%	2,30 <sup>d</sup>	1,33%
1995	14	26,44%	1,85 <sup>c</sup>	9,31%	27,63%	1,75	6,61%
1996	15	19,22%	1,09	7,56%	17,01%	0,87	-3,13%
1997	10	4,60%	0,30	12,15%	8,33%	0,51	4,15%
1998	18	-28,45%	-1,10	-50,27%	5,64%	0,16	-38,68%
1999	32	8,81%	0,58	-0,49%	16,87%	1,06	-22,47%
2000	48	37,24%	3,96 <sup>e</sup>	33,57%	32,24%	2,96 <sup>e</sup>	24,20%
<b>Всього</b>	<b>176</b>	<b>17,44%</b>	<b>3,17<sup>e</sup></b>	<b>7,89%</b>	<b>21,80%</b>	<b>3,46<sup>e</sup></b>	<b>0,75%</b>
1994-1997	78	33,28%	5,12	15,22%	19,38%	3,06	7,48%
1998-2000	98	4,63%	0,45	-18,75%	15,89%	1,86 <sup>c</sup>	8,59%
1994-1998	96	51,12%	6,62	31,37%	10,41%	1,44	3,24%
1999-2000	80	-23,23%	-2,61 <sup>e</sup>	-35,11%	25,87%	3,09	29,31%
<b>Група В: 2 рік після емісії</b>							
1994	39	2,44%	0,27	7,73%	-2,52%	-0,34	-8,23%
1995	14	-14,16%	-0,77	-9,33%	-23,35%	-2,27 <sup>d</sup>	-24,60%
1996	15	19,11%	0,85	23,23%	14,55%	0,74	-2,75%
1997	10	-41,89%	-1,72	-33,79%	-48,30%	-3,55 <sup>e</sup>	-62,27%
1998	18	-1,45%	-0,04	-21,14%	-7,80%	-0,31	-44,01%
1999	32	14,35%	1,01	21,94%	0,44%	0,03	-18,75%
2000	48	29,63%	2,88	32,51%	19,42%	1,56	10,01%
<b>Всього</b>	<b>176</b>	<b>9,20%</b>	<b>1,50</b>	<b>12,07%</b>	<b>0,66%</b>	<b>0,12</b>	<b>-11,43%</b>
1994-1997	78	55,47%	5,39	39,14%	-3,02%	-0,39	7,75%

Рік	Кількість первинних відкритих емісій цінних паперів	Довгострокова доходність					
		Кумулятивні аномальні доходи			Аномальні доходи при реалізації «стратегії купівлі та володіння»		
		Середня %	t-статистика	Медіана %	Середня %	t-статистика	Медіана %
1998-2000	98	-17,82%	-1,47	-43,26%	18,93%	2,10 <sup>d</sup>	25,39%
1994-1998	96	73,69%	6,84	55,19%	-2,72%	-0,31	5,40%
1999-2000	80	-56,17%	-6,48	-66,56%	23,51%	2,81 <sup>e</sup>	29,14%
Група С: 3 рік після емісії							
1994	39	-30,99%	-3,11 <sup>e</sup>	-27,38%	-32,18%	-4,52 <sup>e</sup>	-43,45%
1995	14	-10,87%	-0,35	-40,46%	-15,37%	-0,56	-52,38%
1996	15	8,22%	0,29	9,14%	-12,94%	-0,51	-53,90%
1997	10	-42,86%	-1,62	-55,29%	-61,63%	-4,79 <sup>e</sup>	-82,85%
1998	18	0,43%	0,01	-12,52%	-28,77%	-1,51	-56,07%
1999	32	24,03%	1,54	25,40%	10,59%	0,61	-16,45%
2000	48	58,26%	4,86 <sup>e</sup>	65,68%	52,00%	3,00 <sup>e</sup>	24,46%
<b>Всього</b>	<b>176</b>	<b>10,84%</b>	<b>1,49</b>	<b>8,38%</b>	<b>0,21%</b>	<b>0,03</b>	<b>-34,83%</b>
1994-1997	78	101,44%	7,76	96,22%	-21,36%	-2,17 <sup>d</sup>	-25,86%
1998-2000	98	-33,22%	-2,81 <sup>e</sup>	-45,92%	36,46%	3,75	43,79%
1994-1998	96	101,81%	8,65	96,22%	-17,27%	-1,77 <sup>c</sup>	-23,83%
1999-2000	80	-63,97%	-6,19	-64,19%	44,57%	4,62	50,20%

Примітка: с, d, e: на 1%, 5% і 10% рівнях значущості відповідно.

Таблиця 4

## Оцінки коефіцієнтів факторних змінних (Моделі 1-4)

	Конст анта	INI	ISP	ISS	AGE	PRV	скор. R <sup>2</sup>	Статис- тична похибка
<b>Модель 1</b> (основна мо- дель)	9,642 <sup>c</sup>	-0,321 <sup>c</sup>	-0,490 <sup>c</sup>	-0,508 <sup>c</sup>	-0,055	-2,100 <sup>c</sup>	0,454	0,989
<i>t</i> -статистика	6,198	-5,490	-2,620	-7,358	-0,453	-4,078		
<b>Модель 2</b> (гіпотеза ірраціо- нальних рішень гравців на фон- дових ринках)	0,586 <sup>c</sup>	-0,399 <sup>c</sup>					0,164	1,224
<i>t</i> -статистика	5,418	-6,990						
<b>Модель 3</b> (гіпотеза вікон можливостей)	-0,053		0,444 <sup>d</sup>				0,016	1,327
<i>t</i> -статистика	-0,280		1,976					
<b>Модель 4</b> (гіпотеза неви- значеності і роз- біжності споді- вань на фондо- вому ринку)	7,906 <sup>c</sup>			-0,485 <sup>c</sup>	-0,053	-3,371 <sup>c</sup>	0,408	1,029
<i>t</i> -статистика	5,081			-6,975	-0,418	-6,675		

Примітка. Регресійне рівняння має наступну форму:

$$CARR_{36} = \alpha_0 + \alpha_1 * INI + \alpha_2 * ISP + \alpha_3 * ISS + \alpha_4 * AGE + \alpha_5 * PRV + e$$

*t*-значення подані у круглих дужках. Консистентну матрицю Вайта використа-  
но для обчислення стандартних похибок, а всі *t*-значення представлені після відпо-  
відного коректування.

Де:  $CARR_{36}$  – необроблений показник кумулятивного трирічного доходу, який ви-  
значається за ціною цінних паперів, що існує від моменту закриття п'ятого дня біржових  
торгів до моменту закінчення трьох років або за індексом на дату зняття компанії з ліс-  
тингу, **INI** – початковий дохід, який визначається за ціною, запропованою на момент  
закриття п'ятого дня біржових торгів, **ISP** приймає значення 1 для емісії у стриманий ри-  
нковий період (1994, 1995, 1996, 1997) та 0 – в протилежному випадку (1998, 1999 і  
2000), **ISS** – валові доходи від емісії, **PRV** – стандартне відхилення доходів від першого  
до 21-го дня торгів, **AGE** – вік компанії. **ISS**, **AGE** та **PRV** є рогоху-змінними, що характе-  
ризують початкову невпевненість і застосовуються для перевірки гіпотези невизначено-  
сті та розбіжності сподівань на фондовому ринку, змінна **INI** використана для перевірки  
гіпотези ірраціональних рішень гравців на фондових ринках та **Dummy**-змінна **ISP** вико-  
ристана для перевірки гіпотези вікон можливостей.

c, d: на рівні значущості 1% та 5% відповідно.

Таблиця 5

**Матриця кореляції змінних, що підлягали перевірці**

	INI	ISP	ISS	AGE	PRV
INI	1				
ISP	-0.510 <sup>d</sup>	1			
ISS	-0.006	-0.098	1		
AGE	-0.212	-0.045	0.039	1	
PRV	0.678 <sup>d</sup>	-0.375	0.041	-0.137	1

Примітка. d: на рівні значущості 5%.

Стаття надійшла до редакції 9 лютого 2005 р.