УДК 330.354

С. О. Силантьєв, канд. техн. наук,
доцент кафедри менеджменту

ДИСКРЕТНІ ДИНАМІЧНІ МОДЕЛІ ОЦІНЮВАННЯ ВАРТОСТІ ПОХІДНИХ ФІНАНСОВИХ ІНСТРУМЕНТІВ

АНОТАЦІЯ. Проведено аналіз ціноутворення похідних фінансових інструментів на основі дискретної динамічної моделі, узагальненому варіанті біноміальної моделі Кокса-Росса-Рубінштейна. Динаміка визначення ціни похідних фінансових інструментів у запропонованій дискретній динамічній моделі визначається ризик-нейтральними ймовірностями. На основі запропонованої моделі і ринкових цін опціонів різних серій компаній Apple і IBM проведено обчислення їх часових структур безризикової відсоткової ставки і визначення типу ф’ючерсного ринку.

КЛЮЧОВІ СЛОВА: похідні фінансові інструменти, дискретна динамічна модель, біноміальна модель.

АННОТАЦИЯ. Проведен анализ ценообразования производных финансовых инструментов на основе дискретной динамической модели, обобщенном варианте биномиальной модели Кокса-Росса-Рубинштейна. Динамика определения цены производных финансовых инструментов в предложенной дискретной динамической модели определяется риск-нейтральными вероятностями. На основе предложенной модели и рыночных ценах опционов различных серий компаний Apple и IBM проведено вычисление их временных структур безрисковой процентной ставки и определение типа фьючерсного рынка.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: производные финансовые инструменты, дискретная динамическая модель, биномиальная модель.

ANNOTATION. On the common binomial CRR model by using discrete dynamic model the derivative pricing was analyzed. Derivative price dynamics in the discrete dynamic model by risk-neutral probabilities was defined. On the proposed discrete dynamic model, Apple and IBM options market prices for different series those time structures of riskless Treasure bill yield and future market type are calculated.

KEYWORDS: derivatives, discrete dynamic model, binomial model.

Постановка проблеми. Післякризовим урегулюванням позабіржового світового ринку похідних фінансових інструментів (ПФІ) була досягнута світова фінансова і економічна стабілізація.

Були запроваджені нормативні законодавчі акти завдяки яким: створена Європейська Рада з питань менеджменту систематичними ризиками (European System Risk Board-ESRB). Завдяки реструктуризації комітету Ламфалассі створено три Європейських наглядових Комітети (ESA), а саме: по цінним паперам і ринкам (European Securities and Markets Authority-ESMA); по банківській системі (European Banking Authority-EBA); страхового і пенсійного (European Insurance and Occupational Pensions Authority-EIOPA). Усі новостворені Комітети будуть мати наглядові і, саме головне, виконавчі повноваження на мікро-продунційному рівні відносно національних регуляторів відповідно до нової Європейської системи фінансового нагляду (ESFS). Спільними зусиллями оновлених Американських і Європейських регуляторів, Фондом фінансової стабільності, групою країн G-20 були подолані головні недоліки в організації функціонування ринків ПФІ. А саме:

1. Зупинено неконтрольоване зростання ринку позабіржових ПФІ;

2. Запроваджено широкий спектр наукових досліджень щодо визначення справедливого ціноутворення і оцінювання ризиків позабіржових ПФІ;

3. Обрано стратегію на поглиблення наукових досліджень процесів трансферу кредитних ризиків, які реалізуються за допомогою кредитних ПФІ: чи вони є стабілізаційним економічним механізмом, чи навпаки, вони є інструментом, що забезпечують концентрацію ризиків?

Наукова проблема справедливого ціноутворення ПФІ, на прикладі європейського опціону CALL, з багатьма припущеннями, на основі ризик-нейтрального ціноутворення, відсутності арбітражу, самофінансованого портфелю, реплікації його функції доходності і безперервної безкоштовної торгівлі була розв’язаною в 1973 році Ф. Блеком, М. Шоулсом і Р. Мертоном [1,9,10]. Дійсно революційною ідеєю у розвитку ринку ПФІ була ідея, що виникла у середині 70-х років минулого сторіччя — заміна фізичного постачання продукції за контрактом на основі ПФІ його грошовим еквівалентом. Реалізація цієї революційної ідеї, на практиці, сприяло суттєвому розвитку законодавства і, таким чином, ПФІ ініціювали інноваційний бурхливий розвиток ринку і світової фінансової системи у цілому, відповідно до процесу, якій Р. Мертон, ще у 1992 році, назвав «*спіраллю фінансових інновацій*» [11]. У результаті, у першій декаді XXI століття, тільки на однієї Чиказької біржі, об’єм торгівлі ПФІ сягнув 969 і 638 млрд дол. США у 2008 і 2009 роках, відповідно [16]. А загальний об’єм ПФІ за номіналом, у червні 2008 року, складав 683 трлн дол. США (див. рис. 1) [17].

Експериментальними дослідженнями кінця XX і початку XXI століття щодо справедливого ціноутворення ПФІ постійно підіймалося питання про початкові припущення Ф. Блека, М. Шоулса і Р. Мертона відносно постійної волатильності базового фінансового інструменту (БФІ) при визначенні ціни ПФІ. Це питання було, і досі залишається не вирішеним проблемним питанням. Серед спеціалістів практиків був введений спеціальний термін «усмішка» волатильності, який був відповіддю на недоліки класичної моделі [1, 9, 10]. З цього приводу, наукові дослідження були направлені на знаходження більш точних функцій розподілу БФІ і розробки альтернативних моделей оцінювання ПФІ, які долають недоліки класичної моделі Блека-Шоулса. Серед цих розповсюджених моделей можна відмітити:

— стохастичні моделі опціонів на відсоткову ставку;

— стрибкові дифузійні моделі;

— моделі з постійною еластичністю варіації — CEV моделі;

— моделі з стохастичною волатильністю — модель Хестона;

— моделі з стохастичною волатильністю і стохастичною відсотковою ставкою;

— стрибкові дифузійні моделі з стохастичною волатильністю;

— та інші.

Окрема увага серед багатьох моделей ціноутворення ПФІ відводиться моделі Кокса-Росса-Рубінштейна, яка є, по-перше, універсальною моделлю, по-друге, у граничному варіанті може бути застосована для будь-якої вищенаведеної моделі і, по-третє, виступати єдиним інструментарієм оцінювання вартості структурованих ПФІ, коли аналітичного визначення їх ціни знайти неможливо[3].

Мета статті — удосконалення біноміальної моделі Кокса-Росса-Рубінштейна з визначенням динамічної дискретної моделі (ДДМ) для ціноутворення ПФІ і її використання для обчислення безризикової відсоткової ставки на основі ринкових цін опціонів різних серій з визначенням типу ринку.

Аналіз публікацій. Біноміальна модель ціноутворення різних типів ПФІ вперше була запропонованою Дж. Коксом, С. Россом і М. Рубінштейном (CRR) [3, 12, 13]. На основі цієї, як пізніше з'ясувалося, універсальної моделі у ціноутворенні ПФІ, були розроблені багато спеціалізованих моделей, але біноміальна модель, і досі залишається класичною моделлю [4—7, 13, 14]. При розробці біноміальної моделі Дж. Кокс, С. Росс і М. Рубінштейн припустили, що ціноутворення базового фінансового інструменту слідує простому стаціонарному біноміальному процесу. Тобто, у будь-який момент часу, ціна БФІ може змінюватися або вверх (up-u) або вниз (down-d) з дякою ймовірністю [3]. Додатково, якщо на ринку існує безризиковий фінансовий інструмент (БРФІ), тоді існує механізм (реплікації портфелю), що дозволяє обчислити вартість опціону (ПФІ), виписаного на даний БФІ. Крім того, за граничними законами теорії ймовірності біноміальний процес перетворюється в логнормальний процес ціноутворення БФІ, а ціна опціону за біноміальним законом — до класичної формули Блека-Шоулса [1]. Ціна опціону у біноміальній моделі визначається завдяки функції доходності синтетичного портфелю (простої акції без дивідендів і банківської облігації — БРФІ), при умовах відсутності арбітражу [1,9,10].

Виклад основного матеріалу. Арбітражною можливістю називається ситуація, в якій вартість ринкового активу або портфелю ринкових активів, сьогодні, дорівнює нулю, а в усіх майбутніх станах ринку ніколи не є негативною, причому в деяких із них вона має позитивні значення. Нехай європейський CALL опціон згідно Ф. Блеку, М. Шоулсу і Р. Мертону визначено відповідно до формули (1):

$$C(T)=\max\{0,S(T)-K\}=(S(T)-K)^{+}, \tag{1}$$

де, T — час до експірації; $C(T)$ — ціна опціону на момент експірації; $S(T)$ — ціна БФІ; $C(t)$ — ціна опціону на момент часу t, причому $0\leq t\leq T$ [1, 9, 10]. У біноміальній моделі з одним періодом розглянемо ПФІ з вартістю $P(1,u)$, $P(1,d)$, що обчислюється за формулою (1). Умови відсутності арбітражу в цій моделі і відповідно до формули (1) можна записати наступним чином:

$$\begin{aligned} P(1,u) &= (S(1,u)-K)^{+} \\ P(1,d) &= (S(1,d)-K)^{+} \end{aligned} \tag{2}$$

Для справедливого ціноутворення цього ПФІ необхідно, щоб одночасно виконувалися рівняння (2), а задля цього, як і у формулі (1) спробуємо знайти складові портфелю, що задовольняють обом станам формули (2) у майбутньому (тобто, для біноміальної моделі, на один крок вперед). Нехай $h0$ — частка БРФІ (B), а $h1$ — БФІ (S). Тоді можна записати, що

$$P(1,u) = h0 \times R + h1 \times S(1,u) \qquad (3)$$
$$P(1,d) = h0 \times R + h1 \times S(1,d)$$

Причому на момент часу $t = 1$ частки портфелю не змінюються, змінюється тільки його вартість. Вирішимо систему лінійних рівнянь (3) і отримуємо, що

$$h1 = \frac{P(1,u) - P(1,d)}{S(1,u) - S(1,d)}, \quad h0 = \frac{S(1,u) \times P(1,d) - S(1,d) \times P(1,u)}{R \times [S(1,d) - S(1,u)]} \qquad (4)$$

Знову, з врахуванням відсутності арбітражу на ринку, в момент часу $t = 0$, можна записати вартість ПФІ наступним чином:

$$P(0) = h0 + h1 \times S(0), \qquad (5)$$

а саме:

$$P(0) = \frac{[P(1,u) - P(1,d)]}{S(1,u) - S(1,d)} \times S(0) + \frac{S(1,u) \times P(1,d) - S(1,d) \times P(1,u)}{R \times [S(1,u) - S(1,d)]} \qquad (6)$$

Зробимо наступні визначення (7)

$$\pi = \frac{R \times S(0) - S(1,d)]}{S(1,u) - S(1,d)} > 0, \text{ а } \pi = \frac{R \times S(0) - S(1,d)]}{S(1,u) - S(1,d)} > 0 \qquad (7)$$

Тоді вартість ПФІ (6) на момент часу $t = 0$ можна записати з урахуванням (7) наступним чином (8):

$$P(0) = \frac{1}{R} \times [\pi \times P(1,u) + (1 - \pi) \times P(1,d)] \qquad (8)$$

Формула (8) є загальною формулою визначення ПФІ — європейського опціону CALL в біноміальній моделі з одним періодом. Причому, по-перше, формула ціни ПФІ на момент часу $t=0$ визначена відносно (тобто цей інструмент є похідним у співвідношенні до інших станів фінансових інструментів: БФІ, БРФІ) $S(0)$, $S(1,u)$, $S(1,d)$, $B(0)$, $B(1,u)$, $B(1,d)$. По-друге, була застосована ідея реплікації портфелю — формула (3). По-третє, була використана ідея відсутності арбітражу на ринку на момент часу $t=0$. Аналіз формули (8) з точки зору математичної статистики надає можливість розглянути її у якості математичного сподівання двох майбутніх подій $P(1,u)$ і $P(1,d)$ з ймовірностями π і $1-\pi$ відповідно, які отримали назву *ризик-нейтральних ймовірностей* [12]. Поняття ризик-нейтральних ймовірностей є дуже важливим при оцінюванні ПФІ із застосуванням афінних моделей [5, 15]. В цих моделях, для спрощення процесу визначення ціни ПФІ, використовується штучне перетворення цих ймовірностей, в умовах коли характеристики моделі процесу ціноутворення трансформуються до необхідних [5, 6, 13]. З врахуванням вищенаведеного, формула (8) може бути записаною у наступному вигляді:

$$P(0)=\mathrm{E}^{\pi}\left[\frac{P(1)}{B(1)}\right], \text{ або інакше } P(0)=\pi\times\frac{P(1,u)}{B(1,u)}+(1-\pi)\times\frac{P(1,d)}{B(1,d)} \qquad (9)$$

Крім того, арбітражні можливості у цій моделі відсутні в умовах, коли $0<\pi<1$. Додатково, з урахуванням того, що $B(1)$ є БРФІ, формулу (9) можна записати наступним чином:

$$P(0)=\frac{1}{R}\times\mathrm{E}^{\pi}\left[P(1)\right] \qquad (10)$$

Нехай дохідність ПФІ — P буде r_P, тобто

$$r_P=\frac{P(1)-P(0)}{P(0)}, \qquad (11)$$

В умовах біноміальної моделі доходність ПФІ — P, що наведена формулою (11), можна записати наступним чином:

$$r_{P(u)} = \frac{P(1,u) - P(0)}{P(0)} \text{ та } r_{P(d)} = \frac{P(1,d) - P(0)}{P(0)} \tag{12}$$

В умовах зроблених визначень (11), (12) можна стверджувати, що для будь-яких двох ймовірностей λ і q, таких, що для них виконується умова біноміальної моделі $0 < \lambda, q < 1$, маємо наступне:

$$\mathrm{E}^{\lambda}[r_P] - \mathrm{E}^{q}[r_P] = (\lambda - q) \times \left[\frac{P(1,u) - P(1,d)}{P(0)} \right] \tag{13}$$

Причому для ризик-нейтральної ймовірності π формула (13) має такий вигляд:

$$\mathrm{E}^{\pi}[r_P] = r \equiv R - 1 \tag{14}$$

Формулою (9) при умовах (14) визначаються дискретні динамічні моделі (ДДМ) оцінювання вартості ПФІ.

В моделі CRR припускаються наступні визначення $S(0) = = S > 0$, $S(1,u) = uS$, $S(1,d) = dS$, причому $0 < d < R < u$, тоді формули (7) можна записати у вигляді (15):

$$\pi = \frac{R - d}{u - d} \text{, а } 1 - \pi = \frac{u - R}{u - d} \tag{15}$$

Формула (9) у такому випадку може бути записаною так:

$$P(0) = \frac{1}{R} \times \left[\frac{R - d}{u - d} \times P(1,u) + \frac{u - R}{u - d} \times P(1,d) \right] \tag{16}$$

В умовах визначення ПФІ, а в даному випадку європейського опціону CALL, формули (2) в моделі CRR можуть бути записаними як в (17):

$$\begin{gathered} P(1,u) = uS - K \\ P(1,d) = 0 \end{gathered} \tag{17}$$

Враховуючи до уваги (17) вартість європейського опціону CALL у вищенаведеній біноміальній моделі може бути записаною формулою (18):

$$P(0) = \frac{\pi\times(uS-K)}{R} = S\times\left[\frac{\pi u}{R}\right]-\left[\frac{K}{R}\right]\times\pi \qquad (18)$$

Якщо порівняти формулу (18) визначення ціни ПФІ за біноміальною моделлю можна знайти майже повну її адекватність з моделлю Блека-Шоулса [1]. Необхідно зазначити, що у CRR моделі виконується спфввідношення

$$0<\frac{\pi u}{R}=\left(\frac{R-d}{u-d}\right)\times\frac{u}{R}=\frac{1-\frac{d}{R}}{1-\frac{d}{u}}<1 \qquad (19)$$

Відповідно до визначення (1) і (2) європейського опціону CALL у випадку, коли $K\le P(1,d)$, можна записати, що $P(1)=S(1)-K$. Тоді вартість ПФІ в (8) на момент часу $t=0$ можна записати у наступному вигляді:

$$\begin{aligned}P(0)&=\frac{1}{R}\times[\pi\times(S(1,u)-K)+(1-\pi)\times(S(1,d)-K)]=\\&=\frac{1}{R}\times[\pi\times S(1,u)-(1-\pi)\times S(1,d)]-\frac{K}{R}=S(0)-\frac{K}{R}\end{aligned} \qquad (20)$$

Проаналізуємо ціноутворення європейського опціону PUT в біноміальній моделі. Нехай опціон такого типу визначається наступним чином [1, 3, 5, 9, 10]:

$$P(1)=(K-S(1))^{+} \qquad (21)$$

Тоді, якщо $S(1,d)<K<S(1,u)$ маємо наступне:

$$P(1,u)=(K-S(1,u))^{+}=0 \qquad (22)$$

$$P(1,d)=(K-S(1,d))^{+}=K-dS$$

Враховуючи (22) вартість європейського опціону PUT можна визначити наступним чином:

$$P(0) = \frac{(1-\pi)\times(k-dS)}{R} = \left[\frac{K}{R}\right]\times(1-\pi) - S\times\left[\frac{(1-\pi)d}{R}\right] \qquad (23)$$

У практичній діяльності фінансових інститутів ціноутворення ПФІ здійснюється не випадково, а відповідно до *класичних законів* фінансової економіки, одним із яких, навіть у спрощеній CRR моделі, є закон паритету CALL-PUT опціонів, який можна записати виходячи із (20), (23) наступним чином [5,15]:

$$C(0) - P(0) = S(0) - \frac{K}{R} \qquad (24)$$

Цей закон паритету опціонів застосовується у динаміці, у тому числі і для визначення безризикової відсоткової ставки R на основі ринкових цін опціонів CALL і PUT американського типу, формування і аналізу складних та ускладнених портфельних стратегій, арбітражної структури капіталу підприємств, оцінювання реальних опціонів [15].

ПФІ на відсоткову ставку (СВОП контрактів тощо) є найбільш розповсюдженими ПФІ, частка цих інструментів від загального їх об’єму за номіналом, протягом тривалого часу, досягає за даними BIS, станом на червень 2010 року біля 70 відсотків (див. рис. 1, рис. 4) [17].

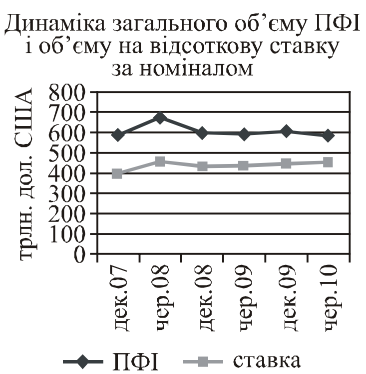

Рис. 1. Динаміка загального об’єму ПФІ і об’єму на відсоткову ставку за номіналом

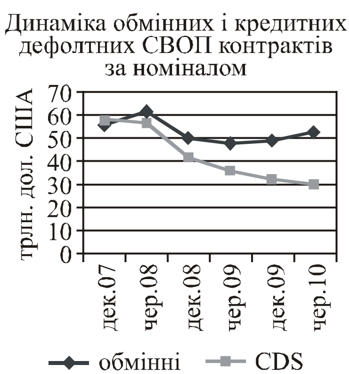

Рис. 2. Динаміка обмінних і кредитних дефолтних СВОП контрактів за номіналом

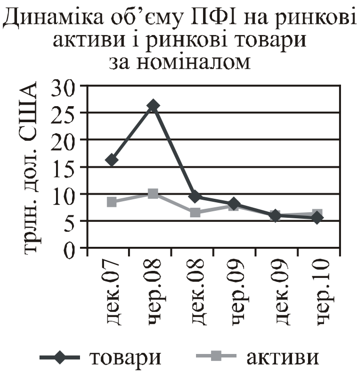

Рис. 3. Динаміка об'єму ПФІ на ринкові активи і ринкові товари за номіналом

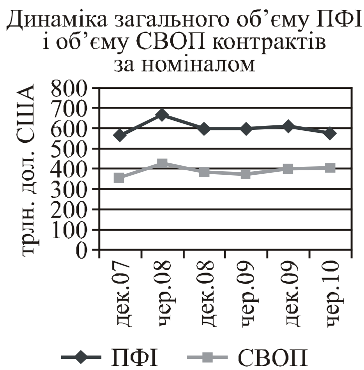

Рис. 4. Динаміка загального об'єму ПФІ і об'єму СВОП контрактів за номіналом

Нехай $P^{in}(t,T)$ — вартість на момент експірації T національної грошової одиниці в момент часу t, а $P^{out}(t,T)$ — вартість на момент експірації T іноземної валюти в момент часу t. Якщо аналізується портфель іноземних валют, тоді його можна представити наступним чином: $P^{out1}(t,T), P^{out2}(t,T), \ldots, P^{outN}(t,T)$. Зміна вартості $P(t,T)$ грошової одиниці у часі зазвичай визначається складними внутрішнім і зовнішніми економічними процесами і на практиці наближається до динаміці вартості облігації з нульовим купоном з часом експірації T. Ціноутворення в часі $P(t,T)$ грошової одиниці є дуже важливим з економічної точки зору, завдяки тому, що ця функція може використовуватися для обчислення приведених фінансових потоків для відомих у майбутньому платежів. У даному випадку, якщо у майбутньому очікуються потоки платежів $C_1, C_2, C_3, \ldots, C_m$ у майбутні моменти часу $t_1, t_2, t_3, \ldots, t_m$, тоді приведена вартість (на момент часу t) цих майбутніх потоків платежів буде мати наступний вигляд:

$$\sum_{i=1}^{m} C_i \times P(0,t_i) \equiv C_1 \times P(0,t_1) + C_2 \times P(0,t_2) + \ldots + C_m \times P(0,t_m) \qquad (25)$$

Для застосування біноміальної моделі розглянемо два моменти часу $t_1 = 0$ і $t_2 = 1$. Для будь-якого моменту часу $T > t_2$ існує облігація з нульовим купоном, вартість якої на моменти часу $P(0,T)$ дорівнює $P(0,T)$. Природно, для біноміальної моделі на момент часу $t_2 = 1$ існує два стани u і d. Вартість цієї облігації $P(t,T)$ на момент експірації T є випадковою і, за зробленим припущенням, може бути наступною $P(t,T,u)$ або $P(t,T,d)$. При умовах, що $B(0) = 1$ і відповідно до (9) згадаємо, що можна записати наступне співвідношення:

$$B(1,\ u) = B(1,\ d) = R = \frac{1}{P(0,1)} \tag{26}$$

Ризик-нейтральні ймовірності у даному випадку, відповідно до біноміальної моделі, обчислюються за формулою (7), тобто:

$$\pi = \frac{R \times P(0,T) - P(1,T,d)]}{P(1,T,u) - P(1,T,d)} \text{ , а } 1-\pi = \frac{P(1,T,u) - R \times P(0,T)}{P(1,T,u) - P(1,T,d)} \tag{27}$$

Тоді відповідно до формули (8) щодо обчислення вартості ПФІ у біноміальній моделі з врахуванням (26) і (27) маємо наступне:

$$P(0,T) = \frac{1}{R} \times \left[\pi \times P(1,T,u) - (1-\pi) \times P(1,T,d)\right] \tag{28}$$

Розглянемо деякі обмеження біноміальної моделі. Нехай безризикова відсоткова ставка визначається наступним чином R, $R(1,u)$, $R(1,d)$. Тоді

$$P(0,1) = \frac{1}{R},\ P(0,2) = \frac{1}{R} \times \left[\frac{\pi}{R(1,u)} + \frac{1-\pi}{R(1,d)}\right] \tag{29}$$

Із формул (28) і (29) можна бачити, що у процесі моделювання вибір T не є, по-перше, залежним від $R(1,u)$ і, по-друге, обрання

$R(1,d)$ і $R(1,d)$ не може здійснюватися інакше, ніж за співвідношенням (29), і, по-третє, може здійснюватися багатьма способами. Саме ці способи їх обрання привели до створення класичних моделей:

— модель Хо-Лі (HL модель);
— модель Блека-Дермана-Тоя (BDT модель);
— Блека-Карасінського (BK модель);

Модель Хо-Лі [8]. В цій моделі для визначених π і k здійснюється припущення про те, що $R(1,u)=k\times R(1,d)$, тоді формулу (29) можна записати так:

$$P(0,2)=\frac{1}{R}\times\left[\frac{\pi}{R(1,u)}+\frac{(1-\pi)\times k}{R(1,u)}\right]=\frac{1}{R}\times[\pi+(1-\pi)\times k]\times\frac{1}{R(1,u)} \qquad (30)$$

Із рівняння (30) можна знайти $R(1,u)$, відповідно до зробленого припущення можна знайти також $R(1,d)$.

Модель Блека-Дермана-Тоя [2]. В цій моделі для визначених і k і $\sigma(1)>1$ зроблене наступне припущення $r(1,u)=\sigma(1)\times r(1,d)$. Тоді $r(1,d)$ обчислюється за наступною формулою:

$$P(0,2)=\frac{1}{R}\times\left[\frac{\pi}{1+\sigma(1)\times r(1,d)}+\frac{(1-\pi)}{1+r(1,d)}\right] \qquad (31)$$

А потім, відповідно до припущення, знаходимо $r(1,u)=\sigma(1)\times$ $\times r(1,d)$. У вищенаведених моделях інтерпретацією k і $\sigma(1)$ може бути міра волатильності (або спред) відсоткових ставок [5]. Чим більшими є значення k і $\sigma(1)$, тим більшими є різниця між $R(1,u)$ і $R(1,d)$, а відповідно до цього більшою є різниця між $r(1,u)$ і $r(1,d)$.

Приклад. Розглянемо результати обчислення безризикової відсоткової ставки на основі запропонованої дискретної динамічної моделі для опціонів компаній Apple і IBM, які знаходяться «біля грошей» і відносяться до січневого циклу. Ціни опціонів «біля грошей» за цінами закриття на акції компанії Apple і IBM розглядаються станом на 9 травня 2011р.

Таблиця 1

БЕЗРИЗИКОВА ВІДСОТКОВА СТАВКА, ЩО РОЗРАХОВАНА ДЛЯ ОПЦІОННИХ СЕРІЙ «БІЛЯ ГРОШЕЙ» КОМПАНІЙ APPLE І IBM НА ОСНОВІ ДДМ

Компанія Apple, січнева серія, S = \$347.60						
Страйки	Травень	Червень	Липень	Жовтень	LEAPS 2012	LEAPS 2013
335	0.99997	1.000956	1.001794	1.003144	1.005855	1.013003
340	1.000706	1.001119	1.001178	1.003986	1.005917	1.015501
345	1.000638	1.000725	1.00148	1.003636	1.005831	1.012918
350	1.000629	1.000715	1.001116	1.004794	1.004592	1.014787
355	1.000169	1.000705	1.001552	1.00308	1.006236	1.013359
Компанія IBM, січнева серія, S = \$169.10						
155	1.003951	1.002328	1.001551	0.995185	0.994163	0.983191
160	1.004016	1.001816	1.001314	0.995644	0.993789	0.982198
165	1.001396	1.000424	1.00091	0.995475	0.993677	0.982318
170	1.000235	1.000589	1.00053	0.997536	0.991832	0.986022
175	1.002693	1.000915	0.99789	0.995846	0.992908	0.984529

Динаміка безризикової відсоткової ставки для різних опціонних серій для страйків, які знаходяться «біля грошей», компаній Apple і IBM, представлена на рис. 5 і рис. 6.

Рис. 5. Динаміка безризикової відсоткової ставки опціонних серій компанії Apple, для страйків «біля грошей»

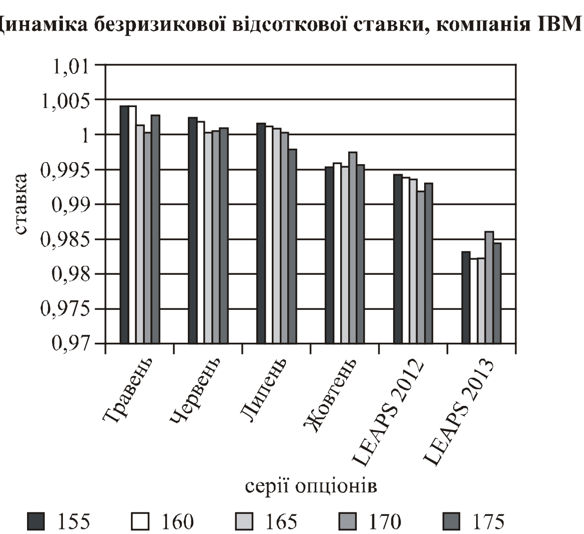

Рис. 6. Динаміка безризикової відсоткової ставки опціонних серій компанії IBM, для страйків «біля грошей»

Висновки. У статі запропоновано узагальнена дискретна динамічна модель аналізу ціноутворення ПФІ на основі ідеї біноміальної моделі Кокса-Росса-Рубінштейна. Завдяки використання ДДМ, із рис. 5. і рис 6 можна бачити, що ринкове ціноутворення опціонів січневого циклу компаній Apple і IBM станом на 9 травня 2011 року визначають, по-перше, деяку структуру безризикової відсоткової ставки (часова структура відсоткової ставки), і по-друге, тип ринку. Для компанії Apple тип ринку, завдяки зростанню безризикової відсоткової ставки є контанго, а для компанії IBM-беквардейшн на короткостроковому часовому горизонті (коли $R \geq 1$) і реверсного часового контанго (коли $R \leq 1$).

Література

1. *Black F., Scholes M*. The Valuation of Option Contracts and a Test of Market Efficiency // Journal of Finance. — May 1972. — № 27. — P. 399—418.

2. *Black F., Derman E., Toy W.* A One Factor Model of Interest Rates and its Application to Treasury Bond Options // Financial Analysts Journal. — 1990. — 46. — P. 33–39.

3. *Cox J. C., Ross S. A., Rubinstein M*. Option Pricing: A Simplified Approach // Journal of Financial Economics. — October 1979. — № 7. — P. 229—264.

4. *Eales B. A., Choudhry M.* Derivative Instruments. — Oxford; Amsterdam; Boston: Butterworth-Heinemann, 2003. — 273 p.

5. *Халл Дж. К.* Опционы, фьючерсы и другие производные финансовые инструменты. — М.: ООО «И. Д. Вильямс», 2007. — 1056 с.

6. *Hoglund T.* Mathematical Asset Management. — Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons Inc., 2008. — 222 p.

7. *Hoek J., Elliot R.J.* Binomial Models in Finance. — New York: Springer Science & Business Media Inc., 2006. — 308 p.

8. *Ho T.S.Y., Lee S.* Term Structure Movements and Pricing Interest Rate Contingent Claims // Journal of Finance. — 1986. — 41. — № 5. — P. 1011—1029.

9. *Merton R. C.* Theory of Rational Option Pricing // Bell Journal of Economics and Management Science. — Spring 1973. — № 4. — P. 141—183.

10. *Merton R. C.* The Relation between Put and Call Prices // Comment, Journal of Finance. — March 1973. — № 28. — P. 183—184.

11. *Merton R.C.* Financial Innovation and Economic Performance // Journal of Applied Corporate Finance. — 1992. — 4(Winter). — № 4. — P. 12—22.

12. *Rubinstein M.* Rubinstein on Derivatives. — London; Chicago: Risk Book, 1999. — 485 p.
13. *Rubinstein M*. Implied Binomial Tree // Journal of Finance. — July 1994. — 49. — № 3. — P. 771—818.
14. *Shreve S. E.* Stochastic Calculus for Finance I: The Binomial Pricing Model. — New York: Springer-Verlag New York LLC., 2004. — 208 p.
15. *Силантьєв С. О*. Менеджмент похідних фінансових інструментів: Навчальний посібник. — К.: КНЕУ, 2010. — 279 с.
16. *www*.cboe.com — Сайт Чиказької опціонної біржі (CBOE).
17. www.bis.org — Сайт банку: Bank for International Settlements.

Надійшла до редакції 25.05.11 р.

УДК 65.012

В. О. Грінченко, аспірантка,
ДВНЗ «Київський національний економічний університет імені Вадима Гетьмана»

ІНСТРУМЕНТИ ТА ЗАВДАННЯ СТРАТЕГІЧНОГО ФІНАНСОВОГО КОНТРОЛІНГУ: ТЕОРЕТИЧНИЙ АСПЕКТ

АНОТАЦІЯ. У статті розглянуто теоретичні передумови використання інструментарію стратегічного фінансового контролінгу. Зроблено пропозиції щодо класифікації завдань та відповідних їм інструментів, які використовуються підсистемою стратегічного фінансового контролінгу на підприємстві. Здійснено порівняння стратегічного планування та контролінгу.

КЛЮЧОВІ СЛОВА: стратегічний фінансовий контролінг, інструменти стратегічного фінансового контролінгу, стратегічне планування.

АННОТАЦИЯ. В статье рассмотрены теоретические предпосылки использования инструментария стратегического финансового контроллинга. Разработаны предложения по классификации задач и соответствующих им инструментов, используемых подсистемой стратегического финансового контроллинга на предприятии. Осуществлено сравнение стратегического планирования и контроллинга.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: стратегический финансовый контроллинг, инструменты стратегического финансового контроллинга, стратегическое планирование.

ANNOTATION. The article reviews the theoretical background of strategic financial controlling instrument. Made proposals for classification