

НОВЫЙ СПОСОБ ОПТИМИЗАЦИИ ПРОГНОЗА ДИНАМИКИ СТОИМОСТИ АКЦИЙ ЭКОНОМИЧЕСКОГО ОБЪЕКТА НА ОСНОВЕ ЭНТРОПИЙНОГО КРИТЕРИЯ

*Ракошиц В.С., кандидат технических наук, президент,
Академия новых промышленных и финансовых технологий,
Абрамычев А.В., кандидат экономических наук, доцент,
Московский государственный институт международных отношений
Министерства иностранных дел Российской Федерации,
Мещеряков А.В., кандидат биологических наук, доцент,
Ульяновский государственный педагогический университет им. И.Н. Ульянова*

Аннотация: в плановой работе используется только такой прогноз, в отношении которого можно говорить о значимой эффективности, для оценки используя относительный показатель избытка дохода, полученного в следствии прогностической информации. Существующие методы решения задач прогноза стоимости динамики акций весьма трудоёмки и требуют знания многомерных законов распределения (функционалов вероятности) всех процессов. В случаях, когда процессы отличны от гауссовых, аналитические выражения таких функционалов, как правило, не могут быть найдены или являются очень приближительными, не гарантирующими высокие точности анализа. Чаще всего рассматриваемые процессы или наблюдаемые (измеряемые) параметры выражаются через одномерные плотности вероятностей процессов, при этом один или даже оба процесса могут быть негауссовыми.

В статье предложен способ оптимизации прогноза динамики акций также принцип уточнения динамики стоимости акций экономического объекта, который позволяет снизить риски биржевых операций с акциями этих экономических объектов при продаже и покупке. Знание параметров и расчет на основе энтропийного критерия позволят владельцам объектов более точно представлять своё положение на рынке акций. Расчет по предлагаемому алгоритму позволит получить достоверную информацию о возможных рисках и рентабельности экономического объекта. Результативность прогнозов зависит от объекта прогноза, средней ошибки прогноза и величины предельной ошибки прогноза. Набор статистики в части флуктуации стоимости акций экономического объекта, связанных с конкретным экономическим объектом и его рынком экономических взаимодействий позволит аппроксимировать их плотность вероятности одним из рассмотренных в статье вариантов.

Ключевые слова: прогноз, акции, экономический объект стоимость, критерии, риски, акции, биржевые операции

Введение

Прогнозирование будущих цен на акции широко изучается во многих областях знаний, а именно: в финансах, трейдинге, информатике и статистике. Во многих экономических и технических задачах случайные процессы образуют аддитивные смеси. При этом возникают задачи раздельных оценок их параметров [2, 3]. Это касается:

- задач прогноза динамики стоимости акций экономических объектов;
- задач физики при рассмотрении сложения случайных вихревых потоков возбужденного эфира;
- радиотехники при измерении малых сигналов и при использовании шумовых широкополосных несущих;
- при рассмотрении композиции случайных потоков в задачах астрономии и астрофизики и др.

Существующие методы решения этих задач, как, например, метод максимального правдоподобия, весьма трудоёмки и требуют знания много-

мерных законов распределения (функционалов вероятности) обоих процессов. В случаях, когда процессы отличны от гауссовых, аналитические выражения таких функционалов, как правило, не могут быть найдены или являются очень приближительными, не гарантирующими высокие точности анализа. Чаще всего рассматриваемые процессы или наблюдаемые (измеряемые) параметры выражаются через одномерные плотности вероятностей процессов, при этом один или даже оба процесса могут быть негауссовыми. Выделяют два основных подхода к прогнозированию курсов акций: математические модели и традиционные методы, применяемые инвесторами на фондовом рынке.

Задачу раздельного наблюдения параметров двух и более случайных процессов, образующих аддитивные смеси, при прогнозе динамики стоимости акций экономических объектов мы решаем на основе применения информационного метода в виде энтропийного критерия, предложенного В.С.

Ракошицем и нашедшего отражение в работах [1, 2].

Основная часть

Считаем, что стоимость акций экономических объектов является в каждый момент времени (t) аддитивной суммой двух независимых стационарных случайных процессов с известными одномерными плотностями вероятностей $n(t)$ и $m(t)$, каждый из которых зависит от одного параметра:

$$x(t) = n(t) + m(t). \tag{1.1}$$

Обозначим плотности распределения вероятностей $p_n(n)$ и $p_m(m)$, соответственно, процессов $n_0(t)$ и $m_0(t)$ с единичными параметрами.

Процесс $x(t)$ образуется в результате смешения $n_0(t)$ и $m_0(t)$ в неизвестной пропорции, определяемой соотношением:

$$p_x(x) = \int p_m(m) p_n(x - m) dm = \int K_n^{-1} K_m^{-1} p_m(m K_m^{-1}) p_n((x - m) K_n^{-1}) dm, \tag{1.5}$$

$G_1 G_1$

где G_1 – область существования суммарного распределения.

Зная суммарное распределение $p_x(x)$, необходимо найти $q = K_n / K_m$ и параметр распределений $p_n(n)$ и $p_m(m)$.

Рассмотрим далее решение данной задачи методом сравнения суммарного распределения $p_x(x)$ суммы двух случайных процессов $n(t)$ и $m(t)$ с распределением, выбранным за экстремальное (несколько методов раздельного измерения требуемых парциальных параметров распределений были предложены ещё в 1967 г. Ракошицем В.С., которые применялись для решения разных задач [1, 2].

Примем, что критерием отличия этих распределений является *информационный энтропийный критерий*, то есть мерой отличия законов распределения служит разность энтропий сравниваемых распределений. Применение данного критерия оправданно, когда сравниваемые законы распределения подчиняются некоторым общим ограничениям, при которых максимальной энтропией обладает распределение, выбранное в качестве экстремального.

Энтропия суммарного распределения $p_x(x)$ имеет вид:

$$q = K_n / K_m. \tag{1.2}$$

Так что

$$n(t) = K_n n_0(t); m(t) = K_m m_0(t). \tag{1.3}$$

Отсюда одномерные плотности вероятностей процессов $n(t)$ и $m(t)$ могут быть найдены в виде:

$$\left. \begin{aligned} p_n(n) &= K_n^{-1} p_n^0(n K_n^{-1}); \\ p_m(m) &= K_m^{-1} p_m^0(m K_m^{-1}). \end{aligned} \right\} \tag{1.4}$$

Таким образом, K_n и K_m – суть параметры линейного преобразования (1.3.). Параметр q имеет смысл отношения сигнал – шум, если, например, $n(t)$ считать сигналом, а $m(t)$ – шумом.

Одномерное распределение $p_x(x)$ процесса $x(t)$ найдётся, как свёртка:

$$H_x = - \int p_x(x) \ln[p_x(x)] dx. \tag{1.6}$$

G_1

В качестве экстремального распределения возьмём распределение $p_3(x)$ с учётом линейных преобразований:

$$p_3(x) = K_3^{-1} p_3^0(x K_3^{-1}), \tag{1.7}$$

где K_3^{-1} – параметр экстремального распределения.

Следует отметить, что в качестве экстремального распределения можно использовать одно из распределений композиции законов при условии, что область существования данного распределения равна G_1 . В случае, когда распределения композиции определены на конечном интервале, за экстремальное распределение можно принять любое из них.

Общее ограничение, накладываемое на распределение композиции, можно записать в виде:

$$\left. \begin{aligned} G_1 - p_x(x) \ln[p_3(x)] dx &= H_3, \\ H_3 &= - \int p_3(x) \ln[p_3(x)] dx, \end{aligned} \right\} \tag{1.8}$$

где G_1 – область существования суммарного распределения (распределения композиции).

Общие ограничения, накладываемые на композицию двух законов распределений при использовании ряда распространённых распределений в качестве экстремальных, приведены в табл. 1.

Таблица 1

Общие ограничения, накладываемые на композицию двух законов распределений при использовании ряда распространённых распределений в качестве экстремальных

Экстремальное распределение	Ограничение
Нормальное: $\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$, где μ – математическое ожидание	$\int_0^\infty x^2 p_\Sigma(x) dx = D\varepsilon$, где $D\varepsilon$ – дисперсия
Экспоненциальное: $A^{-1}\exp(-A^{-1}x)$, $0 < x < \infty$	$\int_0^\infty xp_\Sigma(x) dx = A\varepsilon$, 0
Равномерное: I^{-1} , $a < a+1$, где $x_0 = a$.	$a+1$ $\int p_\Sigma(x) dx = 1$, a

Используя выражения (1.5–1.8), получим:

$$-\int \{K_n^{-1}K_m^{-1}p_m^0(m K_m^{-1})p_n^0[(x-m) K_n^{-1}] dm\} \ln[K_n^{-1}p_n^0(x K_n^{-1})] dx = -\int K_n^{-1}p_n^0(x K_n^{-1}) \ln[K_n^{-1}p_n^0(x K_n^{-1})] dx, \quad (1.9)$$

Решая систему уравнений (1.2) и (1.9) при $K_n = \text{constant}$, найдём:

$$\left. \begin{aligned} K_n &= f_1[q]; \\ K_m &= f_2[q]. \end{aligned} \right\} \quad (1.10)$$

С учётом наложенных ограничений (1.9), используя выражения (1.10), найдём разность энтропий суммарного и экстремального распределений:

$$\Delta H [q] = H_s - H_\Sigma. \quad (1.11)$$

$$\Delta H [q] = \exp \left\{ - \int_{G1} \int_{G1} f_1[q]^{-1} f_2[q]^{-1} p_m^0(m f_2[q]^{-1}) p_n^0[(x-m) f_1[q]^{-1}] dm \right\} \times \int_{G1} \ln \{ f_1[q]^{-1} f_2[q]^{-1} p_m^0(m f_2[q]^{-1}) p_n^0[(x-m) f_1[q]^{-1}] dm \} dx - \int_{G2} K_n^{-1} p_n^0(x K_n^{-1}) \ln [K_n^{-1} p_n^0(x K_n^{-1})] dx. \quad (1.13)$$

Разделение случайных процессов с использованием энтропийного критерия рассмотрим на примерах.

Пример А

Имеем композицию равномерного и гауссовского распределений:

$$p_\Sigma(x) = K_m^{-1} \{ \Phi^*[(0,5 K_m - x) K_n^{-1}] - \Phi^*[-(0,5 K_m - x) K_n^{-1}] \}, \quad (1.16)$$

где Φ^* – интеграл вероятности.

В качестве экстремального используем гауссово распределение с единичной дисперсией $K\varepsilon^2 = 1$.

Используя табл. 1.1, находим общие ограничения, накладываемые на $p_n(x)$ и $p_m(x)$:

$$D_n + D_m = D\varepsilon = 1. \quad (1.17)$$

Величина ΔH служит информационной мерой отличия суммарного распределения от экстремального. Более удобным для практического пользования является энтропийный коэффициент подобия:

$$\Lambda_H = \exp(\Delta H [q]), \quad (1.12)$$

который является функцией от q .

Полное выражение энтропийного коэффициента подобия запишется в виде:

$$\left. \begin{aligned} p_m(m) &= I^{-1} \text{ при } -0,5 I - m - 0,5 I, \\ p_m(m) &= 0 \text{ при } m < -0,5 I \text{ или } m > 0,5 I, \end{aligned} \right\} \quad (1.14)$$

$$p_n(n) = D_n^{-1} (2\pi)^{-0,5} \exp[-(2D_n)^{-1} n^2], \quad (1.15)$$

где $I = K_m$, а $D_n = K_n^2$.

Суммарное распределение запишется в виде:

Значения дисперсий D_n и D_m могут быть найдены в виде:

$$\begin{aligned} D_m &= \int x^2 p_m(x) dx = I^{-2} I^2 = I^{-2} K_m^2; \\ D_n &= \int x^2 p_n(x) dx = \sigma^2 = K_n^2. \end{aligned} \quad (1.18)$$

Тогда с учётом выражения (1.17) имеем:

$$I^{-2} K_m^2 + K_n^2 = 1; \quad q = K_n / K_m. \quad (1.19)$$

Зависимость $p_\Sigma(x)$ с учётом ограничений (1.17) для различных значений q приведена на рис. 1.

$p_{\Sigma}(x)$

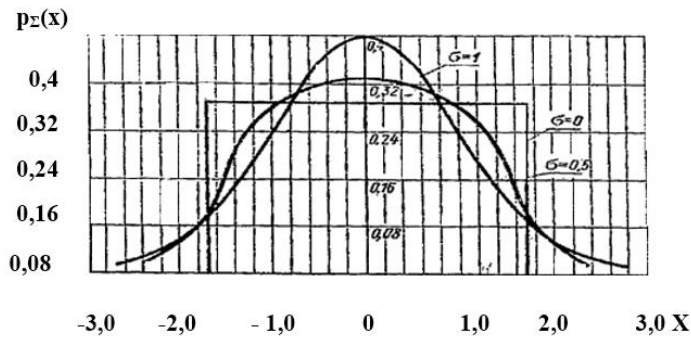


Рис. 1. Зависимость $p_{\Sigma}(x)$ для различных значений q

Найдём энтропию экстремального распределения на области G_2 :

$$H_{\Sigma} = - \int_{G_2} (2\pi)^{-0.5} \exp[-(0.5 x^2)] \ln(2\pi)^{-0.5} \exp[-(0.5 x^2)] dx = \ln(2\pi e)^{0.5}, \quad (1.20)$$

где область $G_2 = (-\infty, \infty)$.

Тогда энтропийный коэффициент нормальности запишется в виде:

$$\Delta H [q] = \exp[-\ln(2\pi e)^{0.5}] + \int_{G_2} \{ (12^{-1} q^{-1} (2\pi e)^{-0.5} (12 + q_2) \exp[-(24^{-1} q^{-2} (x-m)^2] \times (12 + q_2) \} \ln \{ (12^{-1} q^{-1} (2\pi e)^{-0.5} (12 + q_2) \exp[-(24^{-1} q^{-2} (x-m)^2] \times (12 + q_2) \} dm \} \quad (1.21)$$

Пример В

Пусть

$$\left. \begin{aligned} p_n(x) &= A^{-1} \exp(-A^{-1}x), & (1.22) \\ p_m(m) &= \Gamma^{-1} \text{ при } -0.5 - 1; 1 - 0.5, \\ p_m(m) &= 0 \text{ при } m < -0.5 \text{ или } m > 0.5, \end{aligned} \right\} \quad (1.23)$$

Используя выражение (1.5), найдём:

$$\left. \begin{aligned} p_{\Sigma}(x) &= \Gamma^{-1} (1 - \exp(-A^{-1}x)) \text{ при } 0 - x - 1; \\ p_{\Sigma}(x) &= \Gamma^{-1} [1 - \exp(-A^{-1}x)] \exp[-A^{-1}(x-1)] \text{ при } 1 - x - \infty. \end{aligned} \right\} \quad (1.24)$$

Энтропия суммарного распределения, найденная из выражения (1.24), имеет вид:

$$H_{\Sigma} = \ln 1 - \ln [1 - \exp(-A^{-1})] + \Gamma^{-1} A \sum_k [1 - \exp(-A^{-1})]^k, \quad (1.25)$$

где $1-k-\infty$.

В качестве экстремального распределения выберем экспоненциальное распределение, так как пределы его существования совпадают с $p_{\Sigma}(x)$ от 0 до ∞

марное и экспоненциальное

распределения, найдём, используя табл. 1,

$$\int_{G_2} x p_{\Sigma}(x) dx = A \varepsilon = \text{const.}, \quad (1.26)$$

где $G_2 = (-\infty, \infty)$.

Принимаем $A \varepsilon = 1$. Тогда:

$$\int_{G_2} x \Gamma^{-1} [1 - \exp(-A^{-1}x)] dx + \int_{G_2} x \Gamma^{-1} [1 - \exp(-A^{-1}x)] \exp(A^{-1}) \times \exp(-A^{-1}x) dx = 1. \quad (1.27)$$

Решая (1.27), находим:

$$0,5 I + A = 1. \quad (1.28)$$

Обозначим

$$q = I^{-1}A. \quad (1.29)$$

Выразим I и A через q:

$$I = 2(1 + 2q)^{-1}; \quad A = 2q(1 + 2q)^{-1}. \quad (1.30)$$

Зависимость $p_{\Sigma}(x)$ с учётом ограничений (1.28) для различных значений q приведена на рис. 2.

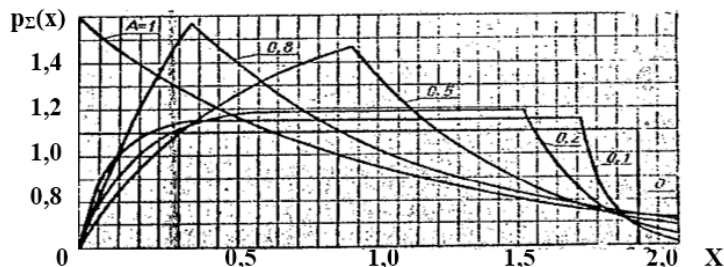


Рис. 2. Зависимость $p_{\Sigma}(x)$ для различных значений q

Найдём энтропию экстремального распределения:

$$H_{\Sigma} = - \int_0^1 A_n^{-1} \exp[-A_n^{-1}x] \ln[A_n^{-1} \exp[-A_n^{-1}x]] dx = 1 \quad (1.31)$$

при $A_n = 1$. Разность энтропий экстремального и суммарного распределения запишется в виде:

$$\Delta H = 1 - \ln I + \ln [1 - \exp(-A^{-1}I)] - I^{-1}A \sum_k \kappa^{-2} [1 - \exp(-A^{-1}I)]^k, \quad (1.32)$$

где $1 - k \rightarrow \infty$.

Энтропийный коэффициент экспоненциальности с учётом (1.30) имеет вид:

$$\Delta H_{\Sigma}[q] = \exp\{-1 + \ln 2(1+2q)^{-1} - \ln [1 - \exp(-q^{-1})] + \sum_k \kappa^{-2} [1 - \exp(-A^{-1}I)]^k\}. \quad (1.33)$$

Зависимость (1.33) $\Delta H_{\Sigma}[q]$ для различных значений q приведена на рис. 3.

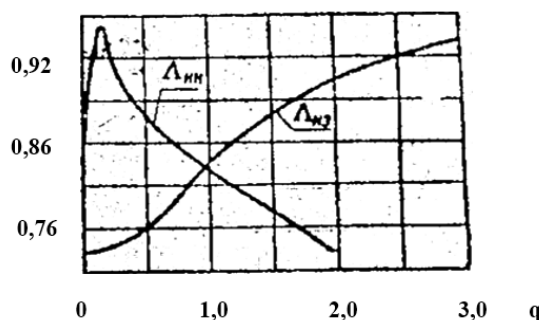


Рис. 3. Зависимость энтропийного коэффициента экспоненциальности $\Delta H_{\Sigma}[q]$ и зависимость энтропийного коэффициента нормальности $\Delta H_n[q]$ для различных значений q

Даже для композиции двух рассмотренных в примере распределений прималых значениях q энтропийный коэффициент нормальности $\Delta H_n[q]$ уже больше 0,85. Можно показать, что при компо-

зиции десятков аналогичных распределений $\Delta H_n[q]$ стремится к единице.

Пример С

Имеем равномерное распределение:

$$\left. \begin{aligned} p_m(m) &= I^{-1} \text{ при } -0,5 I - m - 0,5 I, \\ p_m(m) &= 0 \text{ при } m < -0,5 I \text{ или } m > 0,5 I, \end{aligned} \right\} \quad (1.34)$$

И распределение синусоиды со случайной фазой:

$$\left. \begin{aligned} p_n(n) &= \pi^{-1} (a^2 - n^2)^{-0,5} \text{ при } -a - n - a, \\ p_n(n) &= 0 \text{ при } n < a \text{ или } n > a. \end{aligned} \right\} \quad (1.35)$$

Используя выражение (1.5), найдём, что при $0,5 \leq a$ распределение $p_{\Sigma}(x)$ имеет вид:

$$\left. \begin{aligned} p_{\Sigma}(x) &= \pi^{-1} e^{-1} [0,5 \pi + \arcsin a^{-1} (x + 0,5l)] \quad \text{при } x < 0 \text{ и } (|x| + 0,5l) > a, \\ p_{\Sigma}(x) &= \pi^{-1} e^{-1} [\arcsin a^{-1} (x + 0,5l) - \arcsin a^{-1} (x - 0,5l)] \quad \text{при } (|x| + 0,5l) = a, \\ p_{\Sigma}(x) &= \pi^{-1} e^{-1} [0,5 \pi - \arcsin a^{-1} (x - 0,5l)] \quad \text{при } x > 0 \text{ и } (|x| + 0,5l) > a, \end{aligned} \right\} \quad (1.36)$$

Используя выражение (1.5), найдём, что при $0,5 l > a$ распределение $p_{\Sigma}(x)$ имеет вид:

$$\left. \begin{aligned} p_{\Sigma}(x) &= \pi^{-1} e^{-1} [0,5 \pi + \arcsin a^{-1} (x + 0,5l)] \quad \text{при } x < 0 \text{ и } (|x| + 0,5l) > a, \\ p_{\Sigma}(x) &= e^{-1} \quad \text{при } (|x| + a) = 0,5l, \\ p_{\Sigma}(x) &= \pi^{-1} e^{-1} [0,5 \pi - \arcsin a^{-1} (x - 0,5l)] \quad \text{при } x > 0 \text{ и } (|x| + 0,5l) > a. \end{aligned} \right\} \quad (1.37)$$

Энтропию суммарного распределения найдём, используя выражения (1.6), (1.36) и (1.37). В связи с тем, что часть интегралов через простые функции не выражается, подынтегральные функции аппроксимируем спомощью интерполяционного многочлена Лагранжа:

$$F(t) = \sum_k t_k \Pi_i(t - t_i) [\Pi_j(t - t_j)]^{-1},$$

где $1-k-\infty$, Π_i и Π_j – произведение по всем i и j ,

$$M(x) = \pi^{-1} \arcsin a^{-1} (x + 0,5l) \ln [0,5 \pi + \arcsin a^{-1} (x + 0,5l)] \quad (1.40)$$

аппроксимируем функцией:

$$m(x) = 0,575 (a^{-1} x + 0,5l a^{-1} - 1)^2 + 1,15 (a^{-1} x + 0,5l a^{-1} - 1) + 0,5. \quad (1.41)$$

Тогда

$$H_x = 1,089 l^{-1} a + \ln l. \quad (1.42)$$

Экстремальным является равномерное распределение:

$$\left. \begin{aligned} p_{\Sigma}(x) &= 1 \quad \text{при } 0 \leq x \leq 1, \\ p_{\Sigma}(x) &= 0 \quad \text{при } x < 0 \text{ или } x > 1. \end{aligned} \right\} \quad (1.43)$$

где i и j , также принимают все значения от нуля до бесконечности, то есть: $1-i-\infty, 1-j-\infty$.

Функцию

$$F(x) = \ln [0,5 \pi + \arcsin a^{-1} (x + 0,5l)] \quad (1.38)$$

аппроксимируем функцией:

$$f(x) = 0,9 - 0,4(a^{-1} x + 0,5l a^{-1} - 1)^2. \quad (1.39)$$

Функцию

Учитывая, что область существования экстремального распределения должна быть равна области существования суммарного распределения, запишем:

$$2a + l = l a = 1; \quad q = l^{-1} a. \quad (1.44)$$

Зависимость $p_{\Sigma}(x)$ для различных значений $q = l^{-1} a$ с учётом выражения (1.44) приведена на Рис. 4. Энтропия суммарного распределения имеет вид:

$$H_{\Sigma} = 1,089 l^{-1} a + \ln l. \quad (1.45)$$

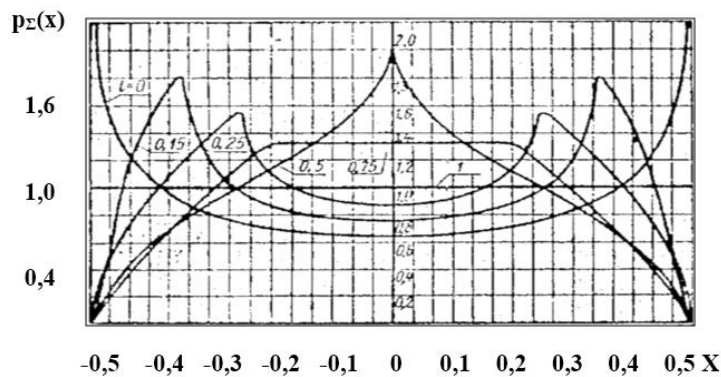


Рис. 4. Зависимость $p_{\Sigma}(x)$ для различных значений q

Энтропия экстремального распределения равна:

$$H_{\Sigma} = - \int p(x) \ln [p(x)] dx = 0, \quad (1.46)$$

G_2

где G_2 соответствует: $-(a + 0,5l) - x - (a + 0,5l)$.

Тогда

$$\Delta_H = - H_x = - 1,089 q + \ln [1 (1 + 2q)^{-1}]. \quad (1.47)$$

Энтропийный коэффициент равномерности имеет вид:

$$\Delta_{np}[q] = \exp \{ 1,089 q + \ln [1 (1 + 2q)^{-1}] \} \quad (1.48)$$

Зависимость (1.48) для значений q от 0 до 0,5, что соответствует (1.36), приведено на рис. 5.

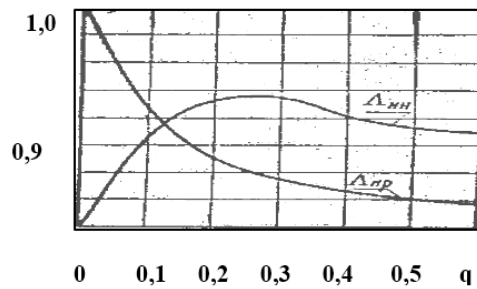


Рис. 5. Зависимость $\Delta_{нр}[q]$ и $\Delta_{нн}[q]$ для значений q от 0 до 0,5

От выбора того или иного экстремального распределения, зависит точность определения отношения сигнал-шум, так как она определяется наклоном-кривой $\Delta_{н} [q]$. Предположим, что зависимость $\Delta_{нр}[q]$ рассчитана с определенной точностью. Обозначим относительную погрешность расчета и построения энтропийного коэффициента подобия как:

$$\delta n_1 = \Delta n_1 (\Delta_{н} [q])^{-1}, \quad (1.49)$$

где Δn_1 – абсолютная погрешность.

Считаем, что в окрестности точки Q (рис. 6), зависимость $\Delta_{н} [q]$ – линейна.

Тогда

$$\Delta q_1 = \Delta n_1 (\text{tg } \beta)^{-1} = \Delta n_1 (d\Delta_{н} [q]/dq)^{-1} \quad (1.50)$$

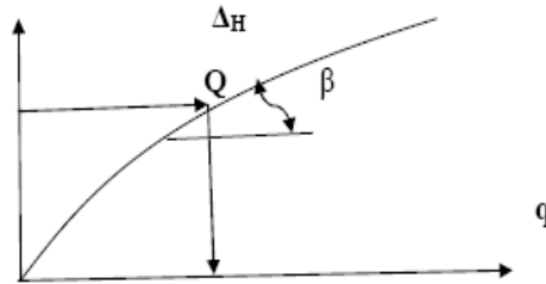


Рис. 6. Линейная зависимость $\Delta_{н} [q]$

Из выражения (1.12) видно, что

$$(d\Delta_{н} [q]/dq)^{-1} = - \{d(\Delta_{н} [q]) / dq\} \Delta_{н} [q]. \quad (1.51)$$

Преобразовав выражение (1.50), с использованием формул (1.49) и (1.51) получим погрешность:

$$\Delta q_1 = - \delta n_1 \{d(\Delta_{н} [q]) / dq\}^{-1} = \delta n_1 \{d(\Delta_{н} [q]) / dq\}^{-1} \quad (1.52)$$

Погрешность Δq_1 , в свою очередь, определяется методическими и аппаратными или программными погрешностями измерения (расчёта) $p_{\Sigma}(x)$, H_{Σ} и $\Delta_{н}$. В соответствии с этим, точность определения q тем больше, чем больше значение модуля $d\Delta_{н} [q]/dq$ в точке определения q .

В том случае, когда в качестве экстремального выбирается распределение, соответствующее q , стремящемуся к ∞ , зависимость $\Delta_{н} [q]$ монотонно возрастает при увеличении q и стремится к единице (рис. 3). Если экстремальное распределение соответствует q , стремящемуся к 0, то зависимость $\Delta_{н} [q]$ монотонно убывает с увеличением q (рис. 5). При использовании в качестве экстремального случайного процесса с распределением

$$H_{\Sigma} = \ln [12 / (1 + 12 q^2)]^{0.5} - \ln [1 - \exp (-q^{-1})] + q_{\Sigma} \kappa^{-2} [1 - \exp (-q^{-1})]^k, \quad (1.55)$$

плотности вероятности, отличным от распределений случайных процессов композиции, получается неоднозначность при определении q .

Пример 1

Для суммарного распределения $p_{\Sigma}(m)$, соответствующему (1.24), построим энтропийный коэффициент нормальности, используя в качестве экстремального нормальный (гауссовский) закон:

$$p_{\Sigma}(n) = (\sigma_{\Sigma})^{-1} (2\pi)^{0.5} \exp [-(2\sigma_{\Sigma})^{-1} n^2], \quad (1.53)$$

Общие ограничения, накладываемые на $p_{\Sigma}(x)$ и $p_{\Sigma}(x)$, запишем, исходя из

формулы

$$12^{-1} I^2 + A^2 = 1; \quad q = I^{-1} A. \quad (1.54)$$

Учитывая выражение (1.54), энтропию (1.25) суммарного распределения запишем:

где $1-k \rightarrow \infty$.

Энтропия экстремального распределения равна:

$$H_3 = \ln[(2\pi)^{0.5}] = 1,4183. \quad (1.56)$$

$$\Delta_H[q] = 1,4183 - \ln[12/(1 + 12q^2)]^{0.5} + \ln[1 - \exp(-q^{-1})] - q_3 \sum_k k^{-2} [1 - \exp(-q^{-1})]^k, \quad (1.57)$$

где $1-k \rightarrow \infty$.

Энтропийный коэффициент нормальности получим, используя выражения (1.12) и (1.57),

$$\Delta_H = \exp \{ -1,4183 + \ln[12 / (1 + 12 q^2)]^{0.5} - \ln[1 - \exp(-q^{-1})] + q_3 \sum_k k^{-2} [1 - \exp(-q^{-1})]^k \}, \quad 1-k \rightarrow \infty. \quad (1.58)$$

Зависимость $\Delta_{HH}[q]$ приведена на Рис. 3.

Пример 2

Для суммарного распределения $p_\Sigma(x)$, (смотри 1.36.), найдем энтропийный коэффициент нормальности. Общие ограничения, накладывае-

мы на $p_\Sigma(x)$ и $p_3(x)$, запишем, исходя, из выражения (1.19), при $\sigma_3 = 1$:

$$12^{-1} I^2 + a^2 = 1; \quad q = I^{-1} a. \quad (1.59)$$

Используя выражение (1.42) и (1.59), получим:

$$H_x = 1,089 I^{-1} a + \ln[12 / (1 + 6 q^2)]^{0.5}. \quad (1.60)$$

Разность энтропии экстремального и суммарного распределений равна:

$$\Delta_H [q] = 1,4183 - 1,089 q - \ln[12 / (1 + 6 q^2)]^{0.5}. \quad (1.61)$$

Энтропийный коэффициент нормальности имеет вид:

$$\Delta_{HH} [q] = \exp \{ -1,4183 + 1,089 q + \ln[12 / (1 + 6 q^2)]^{0.5} \}. \quad (1.62)$$

Заключение

Таким образом, модели распределений в задачах оптимизации прогноза динамики стоимости акций экономического объекта можно рассмотреть на основе энтропийного критерия.

Анализ случайных процессов флюктуаций стоимости акций любых экономических объектов показывает, что они в своём составе имеют компоненту, зависящую от функционирования этого объекта, и большой суммы компонент, зависящих от множества биржевых процессов, множества процессов мировой экономики и информационных процессов, отражающих тенденции изменений разных отраслей и рынков потребления.

Известно, что суммарное распределение многих случайных процессов с любыми распределениями плотностей вероятности близко к нормальному распределению [1, 2]. Плотности вероятности распределения флюктуаций стоимости акций экономического объекта, связанных с этим конкретным экономическим объектом и его рынком экономических взаимодействий, чаще всего равномерны или экспоненциальны. Реже такие флюктуации имеют плотность вероятности в виде синусоиды со случайной фазой, отражающей некоторые периодические тенденции колебания флюктуаций.

Набор статистики в части флюктуации стоимости акций экономического объекта, связанных с этим конкретным экономическим объектом и его рынком экономических взаимодействий позволит аппроксимировать их плотность вероятности одним из рассмотренных нами вариантов.

Если это распределение окажется ближе к другим известным распределениям, то следует воспользоваться нашей изложенной выше методикой и её правилами, чтобы отфильтровать параметры мешающей компоненты флюктуаций.

Если это распределение окажется ближе к другим известным распределениям, то следует воспользоваться нашей изложенной выше методикой и её правилами, чтобы отфильтровать параметры мешающей компоненты флюктуаций.

Наш принцип уточнения динамики стоимости акций экономического объекта позволит снизить риски биржевых операций с акциями этих экономических объектов при продаже и покупке акций, а также позволит владельцам этих объектов более точно представлять своё положение на рынке акций и выбрать правильное направление модернизации объекта с целью повышения стоимости его акций.

Литература

1. Ракошиц В.С., Ракошиц Г.Б., Розенберг В.Я. Измерение параметров двух случайных процессов, поступающих в смеси, на основе сравнения одномерных распределений // ВНИИФТРИ, 1967. 32 с.
2. Ракошиц В.С. Цифровые ортогональные преобразования информации в микроэлектронных устройствах. М.: Обзоры по электронной технике. Серия 10, Микроэлектронные устройства. 1981. Вып. 3. С. 20 – 28.
3. Розенберг В.Я. «Радиотехника и электроника», 1965. Т. 10. №4. С. 45 – 49.
4. Зиновьев А.Л., Филиппов Л.И. Метод аналитического выражения радиосигналов. М.: «Высшаяшкола», 1966. С. 38 – 48.

References

1. Rakoshic V.S., Rakoshic G.B., Rozenberg V.YA. Izmerenie parametrov dvuh sluchajnyh processov, postupayushchih v smesi, na osnove sravneniya odnomernyh raspredelenij // VNIIFTRI, 1967. 32 s.
2. Rakoshic V.S. Cifrovye ortogonal'nye preobrazovaniya informacii v mikroelektronnyh ustrojstvah. M.: Obzory po elektronnoj tekhnike. Seriya 10, Mikroelektronnye ustrojstva. 1981. Vyp. 3. S. 20 – 28.
3. Rozenberg V.YA. «Radiotekhnika i elektronika», 1965. T. 10. №4. S. 45 – 49.
4. Zinov'ev A.L., Filippov L.I. Metod analiticheskogo vyrazheniya radiosignalov. M.: «Vysshayashkola», 1966. S. 38 – 48.

A NEW METHOD FOR OPTIMIZING THE FORECAST OF THE SHARE PRICE DYNAMICS OF AN ECONOMIC OBJECT BASED ON THE ENTROPY CRITERION

Rakoshits V.S., Candidate of Engineering Sciences (Ph.D.), President, Academy of New Industrial and Financial Technologies,
Abramychev A.V., Candidate of Economic Sciences (Ph.D.), Associate Professor, Moscow State Institute of International Relations
of the Ministry of Foreign Affairs of the Russian Federation,
Meshcheryakov A.V., Candidate of Biological Sciences (Ph.D.), Associate Professor, Ulyanovsk State Pedagogical University named after I.N. Ulyanov

Abstract: in the planning work, only such a forecast is used, in respect of which it is possible to speak about significant efficiency, for the evaluation using the relative indicator of the excess income received as a result of the prognostic information. The existing methods for solving problems of predicting the value of stock dynamics are very time-consuming and require knowledge of multidimensional distribution laws (probability functionals) of all processes. In cases where the processes are different from Gaussian ones, analytical expressions of such functionals can usually not be found or are very approximate, which does not guarantee high accuracy of the analysis. Most often, the processes under consideration or the observed (measured) parameters are expressed in terms of one-dimensional process probability densities, and one or even both processes may be non-Gaussian.

The article offers a method for optimizing the forecast of stock dynamics as well as the principle of clarifying the dynamics of the cost of shares of an economic object, which allows reducing the risks of exchange operations with shares of these economic objects when selling and buying. Knowledge of the parameters and calculation based on the entropy criterion will allow owners of objects to more accurately represent their position in the stock market. The calculation using the proposed algorithm will provide reliable information about the possible risks and profitability of an economic object. The effectiveness of forecasts depends on the forecast object, the average forecast error, and the value of the forecast limit error. A set of statistics regarding fluctuations in the value of shares of an economic object associated with a particular economic object and its market of economic interactions will allow approximating their probability density by one of the options considered in the article.

Keywords: forecasting, promotions, economic object, value, criteria, risks, shares, stock exchange transactions