

УДК 658.012

ОЦЕНКА ИНВЕСТИЦИОННОГО РИСКА ПРИ РЕАЛИЗАЦИИ ПЛАНА МАТЕРИАЛЬНО- ТЕХНИЧЕСКОГО РАЗВИТИЯ ПРЕДПРИЯТИЯ

Т. И. Каткова

Кандидат педагогических наук, доцент
Кафедра математики
и математических методов
Бердянский университет
менеджмента и бизнеса
ул. Свободы, 117, г. Бердянск,
Украина, 71100
E-mail: 777-kit@ukr.net

Розглянуто задачу оцінки ризику прийняття рішень щодо розподілу коштів між інвестиційними проектами при реалізації стратегічного плану матеріально-технічного розвитку підприємства. Показано, що випадковий характер параметрів цільової функції задачі планування призводить до невизначеності відносно очікуваного прибутку. Запропонована методика забезпечує отримання інтервальної оцінки прибутку, очікуваного від реалізації проекту розвитку

Ключові слова: інвестиційний ризик, прийняття рішень, план матеріально-технічного розвитку

Рассмотрена задача оценки риска принятия решений по распределению средств между инвестиционными проектами при реализации стратегического плана материально-технического развития предприятия. Показано, что случайный характер параметров целевой функции задачи планирования приводит к неопределенности в отношении ожидаемой прибыли. Предложенная методика обеспечивает получение интервальной оценки прибыли, ожидаемой от реализации проекта развития

Ключевые слова: инвестиционный риск, принятие решений, план материально-технического развития

1. Введение

Выбор плана материально-технического развития предприятия - одна из важных задач стратегического планирования деятельности предприятия [1 – 4]. Стержневым элементом этого плана является распределение средств, вкладываемых в инвестиционные проекты, составляющие проект развития [5, 6]. Соответствующая оптимизационная задача формулируется следующим образом.

Введем

j – номер инвестиционного проекта, $j = 1, 2, \dots, n$,

K_j – объем инвестиций, вкладываемых в j -й проект,

$y(K_j)$ – объем выпускаемой продукции в результате реализации j -го проекта,

p_j – ожидаемая прибыль с единицы продукции, получаемой при реализации j -го проекта,

$D(y(K_j))$ – вероятность реализации продукции j -го инвестиционного проекта,

K_0 – общий объем средств, вкладываемых в проект развития;

$Q(K_0 - d_0)$ – плата за привлечение заемных средств в объеме $K_0 - d_0$.

Пусть в соответствии с законом убывающей эффективности [6] производственная функция для j -го инвестиционного проекта имеет вид

$$R(K_j) = a_{0j} K_j^{a_{1j}}, \quad j = 1, 2, \dots, n.$$

Тогда суммарная ожидаемая прибыль от реализации проекта развития в целом определяется выражением

$$R(K_1, K_2, \dots, K_n) = \sum_{j=1}^n p_j a_{0j} K_j^{a_{1j}} D(y(K_j)) - Q(K_0 - d_0). \quad (1)$$

Будем считать, что в практически реализуемом диапазоне значений объема выпускаемой продукции функция $D(y(K_j))$ может быть аппроксимирована линейным выражением

$$D(y(K_j)) = d_{0j} - d_{1j} K_j, \quad j = 1, 2, \dots, n. \quad (2)$$

И, наконец, примем, что

$$Q(K_0 - d_0) = b_0 (K_0 - d_0)^{b_1}. \quad (3)$$

Тогда формулировка задачи рационального распределения выделенных средств между инвестиционными проектами приводит к следующей модели: найти набор $\{K_1, K_2, \dots, K_n\}$, максимизирующий критериальную функцию (1) и удовлетворяющий ограничениям

$$\sum_{j=1}^n K_j = K_0, \quad K_j \geq 0, \quad j = 1, 2, \dots, n. \quad (4)$$

Пусть в результате решения оптимизационной задачи (1) – (4) для выбранного стратегического плана материально-технического развития получено рациональное распределение средств, вкладываемых в соответствующие инвестиционные проекты.

Понятно, что вычисляемое в соответствии с (1) значение $R(\{K_j\})$ является случайной оценкой истинного значения прибыли, получаемой при реализации

плана. Уровень случайности значения критерия определяет риск принятия решений, задающих основные компоненты плана развития предприятия.

2. Постановка задачи

Стохастический характер получаемой оценки определяется следующими обстоятельствами.

Во-первых, случайными являются истинные значения параметров $a_{0j}, a_{1j}, j=1,2,\dots,n$, функций, задающих средний объем выпускаемой продукции при реализации j -го инвестиционного проекта. Можно предположить, что эти значения, в свою очередь, являются функциями набора факторов, определяющих состояние внешней среды и самой системы (цены на расходуемые сырьевые ресурсы, уровень оплаты труда, рыночная цена результатов реализации каждого инвестиционного проекта и т. д.). Пусть $F = (F_1, F_2, \dots, F_m)$ - предполагаемый набор факторов, влияющих на численные значения параметров $a_{0j}, a_{1j}, j=1,2,\dots,n$. Введем уравнения регрессии, связывающие переменные a_{0j}, a_{1j} с численными значениями факторов F :

$$a_{0j} = \alpha_{0j} + \alpha_{1j}F_1 + \dots + \alpha_{mj}F_m, \tag{5}$$

$$a_{1j} = \beta_{0j} + \beta_{1j}F_1 + \dots + \beta_{mj}F_m, j=1,2,\dots,n. \tag{6}$$

Из (5), (6) понятно, что, поскольку на этапе планирования точные значения факторов F_1, F_2, \dots, F_m не известны, то их случайный характер навязывает неопределенность истинных значений $a_{0j}, a_{1j}, j=1,2,\dots,n$, которая транзитом переходит в неопределенность результата (1).

Во-вторых, случайными являются оценки истинных значений $a_{ij}^{(0)}, a_{ij}^{(1)}, b_0, b_1, d_{ij}^{(0)}, d_{ij}^{(1)}$, которые могут быть получены в результате статистической обработки реальной информации о результатах реализации аналогичных инвестиционных проектов в прошлом.

Совокупность перечисленных причин приводят к тому, что результаты решения задачи планирования материально-технического обеспечения приобретают стохастический характер, и, следовательно, реализация этих решений сопряжена с риском. Традиционные методы решения задач оценки риска принимаемых решений основаны на использовании плотности распределения случайных значений целевой функции – критерия эффективности этих решений. Расчет требуемой плотности распределения связан с необходимостью обработки больших массивов исходных данных, получение которых затруднительно в связи с отсутствием в реальных условиях воспроизводимости наблюдений. На практике этих данных достаточно только для расчета оценок основных статистических характеристик параметров целевой функции – математического ожидания и дисперсии. Поставим задачу определения оценки риска принимаемых решений в этих условиях.

3. Литературный обзор

В современной экономической литературе вопросы сущности планирования на предприятии, методы и принципы планирования, структура планов и их

классификация многократно, полно и подробно обсуждались [2 – 5]. Соответствующая библиография содержит сотни наименований. Большое внимание уделяется проблемам возникновения риска инвестиций, сопровождающих реализацию планов развития предприятий. При этом проводится классификация типов рисков [7, 8], рассматриваются причины возникновения инвестиционных рисков [9 – 11], анализируется зависимость риска от предполагаемой доходности предприятия [12, 13]. Следует отметить, что содержательный материал в известных работах изложен понятным и доступным языком, но не на формальном уровне математических моделей. Кроме того, в этих публикациях задачи производственного, в том числе, и материально-технического планирования, а также проблемы оценки риска, рассматриваются и решаются без учета неопределенности, которая возникает при оценивании влияющих факторов и других параметров задачи. Таким образом, остается недостаточно проработанной проблема аналитического обоснования оценки риска инвестиций, возникающего при реализации плана развития предприятия.

4. Математическая модель оценки риска плана

Рассмотрим возможность оценки риска, возникающего при реализации плана развития производства. Предположим, что по результатам предыдущих наблюдений за значениями факторов $F_i, i=1,2,\dots,m$, для каждого из них имеется соответствующий статистический ряд. Непосредственная обработка каждого из них позволяет получить оценки средних значений \hat{F}_i и дисперсий $\hat{\sigma}_i^2, i=1,2,\dots,m$, факторов. Тогда в соответствии с (5) и (6) легко рассчитать средние значения и дисперсии значений параметров $0_{0j}, a_{1j}, j=1,2,\dots,n$.

$$M^{(1)}[a_{0j}] = \sum_{i=0}^m \alpha_{ij} \hat{F}_i, \quad M^{(1)}[a_{1j}] = \sum_{i=0}^m \beta_{ij} \hat{F}_i, \quad \hat{F}_0 \equiv 1, \tag{7}$$

$$D^{(1)}[a_{0j}] = \sum_{i=1}^m \alpha_{ij}^2 \hat{\sigma}_i^2, \quad D^{(1)}[a_{1j}] = \sum_{i=1}^m \beta_{ij}^2 \hat{\sigma}_i^2, \quad j=1,2,\dots,n. \tag{8}$$

Заметим, что полученные статистические характеристики случайных величин $a_{0j}, a_{1j}, j=1,2,\dots,n$, определяются только случайностью значений факторов F_1, F_2, \dots, F_m на момент реализации выбранного плана развития. Учтем теперь случайные ошибки оценивания параметров по результатам обработки реальных данных.

Пусть для j -го инвестиционного проекта по результатам деятельности в прошлом известны данные о значениях $R_{j1}, R_{j2}, \dots, R_{js}$ при вложении средств соответственно $K_{j1}, K_{j2}, \dots, K_{js}$.

Для оценивания параметров нелинейной модели

$$R_j = a_{0j} K_j^{a_{1j}} \tag{9}$$

проведем ее линеаризацию:

$$\ln R_j = \ln a_{0j} + a_{1j} \ln K_j. \tag{10}$$

Сделаем замену переменных:

$$y_j = \ln R_j, \quad c_{0j} = \ln a_{0j}, \quad x_j = \ln K_j, \quad c_{1j} = a_{1j}.$$

Тогда соотношение (10) примет вид:

$$y_j = c_{0j} + c_{1j}x_j. \tag{11}$$

Параметры c_{0j}, c_{1j} линейной модели оценим, используя стандартный метод наименьших квадратов.

Введем

$$H_j = \begin{pmatrix} 1 & x_{j1} \\ 1 & x_{j2} \\ \dots & \dots \\ 1 & x_{js} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \ln K_{j1} \\ 1 & \ln K_{j2} \\ \dots & \dots \\ 1 & \ln K_{js} \end{pmatrix};$$

$$C_j = \begin{pmatrix} c_{0j} \\ c_{1j} \end{pmatrix}; Y_j = \begin{pmatrix} y_{j1} \\ y_{j2} \\ \dots \\ y_{js} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \ln R_{j1} \\ \ln R_{j2} \\ \dots \\ \ln R_{js} \end{pmatrix}.$$

Тогда вектор оцениваемых параметров V_j , минимизирующий функционал наименьших квадратов

$$J_j = (H_j C_j - Y_j)^T (H_j C_j - Y_j),$$

имеет вид

$$V_j = (H_j^T H_j)^{-1} H_j^T Y_j = (c_{0j} \ c_{1j})^T. \tag{12}$$

При этом

$$\hat{a}_{0j} = e^{c_{0j}}, \hat{a}_{1j} = c_{1j}. \tag{13}$$

Ковариационная матрица ошибок оценок параметров c_{0j}, c_{1j} имеет вид

$$\Psi_j = \sigma_y^2 (H_j^T H_j)^{-1}, \sigma_y^2 = \left(\frac{1}{s} \sum_{i=1}^s y_{ji} - \bar{y}_{ji} \right)^2.$$

Диагональные элементы этой матрицы $\sigma_{b_0}^2, \sigma_{b_1}^2$ определяют дисперсии ошибок оценки параметров c_{0j}, c_{1j} , навязываемых влиянием неконтролируемых факторов на результаты реализации j -го инвестиционного проекта R_j . При этом

$$D^{(2)}[a_{0j}] \cong D[c_{0j}], \quad D^{(2)}[a_{1j}] = D[c_{1j}]. \tag{14}$$

Совершенно аналогично оцениваются ошибки оценок параметров $b_0, b_1, d_{ij}^{(0)}, d_{ij}^{(1)}$.

Заметим, что эти ошибки определяются только случайностью прибыли, а оценки дисперсий этих ошибок получены в предположении, что истинные значения параметров a_{0j}, a_{1j} - неизвестные, но детерминированные величины. Оценка совместного влияния на ошибку оценивания параметров a_{0j}, a_{1j} случайности контролируемых и неконтролируемых факторов можно приближенно оценить следующим образом.

Пусть на некоторый детерминированный параметр C совместно, независимо и мультипликативно воздействуют две группы случайных факторов. Модель такого воздействия может быть записана так:

$$\tilde{C} = C(1 + \varepsilon_1)(1 + \varepsilon_2), \tag{15}$$

где ε_1 - случайное отклонение от детерминированного значения за счет воздействия первой группы факторов;

ε_2 - случайное отклонение от детерминированного значения за счет воздействия второй группы факторов;

\tilde{C} - результат совместного воздействия обеих групп факторов.

Тогда дисперсия \tilde{C} может быть оценена по формуле

$$\begin{aligned} D[\tilde{C}] &= C^2 (D[\varepsilon_1] + D[\varepsilon_2] + D[\varepsilon_1 \varepsilon_2]) = \\ &= C^2 [D[\varepsilon_1] + D[\varepsilon_2] + D[\varepsilon_1]D[\varepsilon_2] + \\ &+ M^2[\varepsilon_1]D[\varepsilon_2] + M^2[\varepsilon_2]D[\varepsilon_1]]. \end{aligned}$$

Поскольку в соответствии с концепцией (15) естественно считать, что $M[\varepsilon_1] = M[\varepsilon_2] = 0$, то

$$D[\tilde{C}] = C^2 [D[\varepsilon_1] + D[\varepsilon_2] + D[\varepsilon_1]D[\varepsilon_2]]. \tag{16}$$

Соотношение (16) позволяет с учетом (8) и (14) записать расчетные формулы для оценки дисперсий a_{0j} и a_{1j} :

$$\begin{aligned} D[a_{0j}] &= \hat{a}_{0j}^2 [D^{(4)}[a_{0j}] + D^{(2)}[a_{0j}] + D^{(4)}[a_{0j}]D^{(2)}[a_{0j}]], \\ D[a_{1j}] &= \hat{a}_{1j}^2 [D^{(4)}[a_{1j}] + D^{(2)}[a_{1j}] + D^{(4)}[a_{1j}]D^{(2)}[a_{1j}]]. \end{aligned} \tag{17}$$

Теперь перейдем к оценке риска, соответствующего распределению средств (K_1, K_2, \dots, K_n) , вкладываемых в инвестиционные проекты выбранного плана материально-технического развития.

Введем векторы

$$\begin{aligned} A_0^T &= (a_{01}, a_{02}, \dots, a_{0n}), \quad A_1^T = (a_{11}, a_{12}, \dots, a_{1n}), \\ D_0^T &= (d_{01}, d_{02}, \dots, d_{1n}), \quad D_1^T = (d_{11}, d_{12}, \dots, d_{1n}). \end{aligned}$$

В соответствии с (1) с учетом (2) и (3)

$$L(\{K_j\}, \hat{A}_0, \hat{A}_1) = \sum_{j=1}^n p_j \hat{a}_{0j} K_j^{\hat{a}_{1j}} (d_{0j} - d_{1j} \hat{a}_{0j} K_j^{\hat{a}_{1j}}) - b_0 (K_0 - d_0)^{b_1}. \tag{18}$$

Далее имеем

$$\begin{aligned} \Delta L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1) &= L(\{K_j\}, A_0 + \Delta A_0, A_1 + \Delta A_1, b_0 + \\ &+ \Delta b_0, b_1 + \Delta b_1, D_0 + \Delta D_0, D_1 + \Delta D_1) - L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1) \cong \\ &\cong \frac{\partial^T L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)}{\partial A_0} \Delta A_0 + \frac{\partial^T L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)}{\partial A_1} \Delta A_1 + \\ &+ \frac{\partial^T L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)}{\partial b_0} \Delta b_0 + \frac{\partial^T L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)}{\partial b_1} \Delta b_1 + \\ &+ \frac{\partial^T L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)}{\partial D_0} \Delta D_0 + \frac{\partial^T L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)}{\partial D_1} \Delta D_1. \end{aligned} \tag{19}$$

Векторы

$$\begin{aligned} & \frac{\partial^T L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)}{\partial A_0}, \\ & \frac{\partial^T L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)}{\partial A_1}, \\ & \frac{\partial^T L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)}{\partial b_0}, \\ & \frac{\partial^T L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)}{\partial A_1}, \\ & \frac{\partial^T L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)}{\partial D_0}, \\ & \frac{\partial^T L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)}{\partial D_1} \end{aligned}$$

есть транспонированные векторы – градиенты функции $L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)$ по переменным, входящим в A_0 и A_1 , D_0, D_1 , а также по переменным b_0, b_1 , и, соответственно равны

$$\begin{aligned} & \text{grad}_{A_0} L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1) = \\ & = \begin{pmatrix} K_1^{a_{11}} d_{01} + 2a_{01} d_{11} K_1^{2a_{11}} \\ K_2^{a_{12}} d_{02} + 2a_{02} d_{12} K_2^{2a_{12}} \\ \dots \\ K_n^{a_{1n}} d_{0n} + 2a_{0n} d_{1n} K_n^{2a_{1n}} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \text{grad}_{A_1} L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1) = \\ & = \begin{pmatrix} K_1^{a_{11}} \ln(K_1) a_{01} d_{01} + 2K_1^{2a_{11}} \ln(K_1) a_{01}^2 d_{11} \\ K_2^{a_{12}} \ln(K_2) a_{02} d_{02} + 2K_2^{2a_{12}} \ln(K_2) a_{02}^2 d_{12} \\ \dots \\ K_n^{a_{1n}} \ln(K_n) a_{0n} d_{0n} + 2K_n^{2a_{1n}} \ln(K_n) a_{0n}^2 d_{1n} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

$$\text{grad}_{D_1} L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1) = \begin{pmatrix} K_1^{2a_{11}} a_{01}^2 \\ K_2^{2a_{12}} a_{02}^2 \\ \dots \\ K_n^{2a_{1n}} a_{0n}^2 \end{pmatrix}$$

$$\text{grad}_{D_0} L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1) = \begin{pmatrix} K_1^{a_{11}} a_{01} \\ K_2^{a_{12}} a_{02} \\ \dots \\ K_n^{a_{1n}} a_{0n} \end{pmatrix}$$

$$\begin{aligned} & \text{grad}_{b_0} L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1) = \begin{pmatrix} b_0 K_1^{b_1} \ln(K_1) \\ b_0 K_2^{b_1} \ln(K_2) \\ \dots \\ b_0 K_n^{b_1} \ln(K_n) \end{pmatrix}, \\ & \text{grad}_{b_1} L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1) = \begin{pmatrix} -K_1^{b_1} \\ -K_2^{b_1} \\ \dots \\ -K_n^{b_1} \end{pmatrix}. \end{aligned} \tag{20}$$

Подставляя (20) в (19), получим

$$\begin{aligned} & \Delta L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1) = (K_j^{a_{1j}} d_{0j} + 2a_{0j} d_{1j} K_j^{2a_{1j}}) \Delta a_{0j} + \\ & + (a_{0j} d_{0j} K_j^{a_{1j}} \ln(K_j) + 2d_{1j} a_{1j}^2 K_j^{2a_{1j}} \ln(K_j)) \Delta a_{1j} + \\ & + a_{0j}^2 K_j^{1a_{1j}} \Delta d_{1j} + a_{0j} K_j^{a_{1j}} \Delta d_{0j} + b_0 K_j^{b_1} \Delta b_1 + (-K_j^{b_1}) \Delta b_0. \end{aligned}$$

Отсюда

$$\begin{aligned} & D[L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)] = \\ & = (K_j^{a_{1j}} d_{0j} + 2a_{0j} d_{1j} K_j^{2a_{1j}}) D[a_{0j}] + \\ & + (a_{0j} d_{0j} K_j^{a_{1j}} \ln(K_j) + 2d_{1j} a_{1j}^2 K_j^{2a_{1j}} \ln(K_j)) D[a_{1j}] + \\ & + a_{0j}^2 K_j^{1a_{1j}} D[d_{1j}] + a_{0j} K_j^{a_{1j}} D[d_{0j}] + b_0 K_j^{b_1} D[b_1] + \\ & + (-K_j^{b_1}) D[b_0]. \end{aligned} \tag{21}$$

Соотношения (18), (21) позволяют получить интервальные оценки значения прибыли от реализации выбранного плана развития.

Построим интервал

$$\begin{aligned} & [L(\{k_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1) - \\ & - \delta, L(\{k_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1) + \delta], \end{aligned}$$

накрывающий истинное неизвестное значение прибыли с вероятностью не ниже заданной γ . В соответствии с этим поставим задачу выбора значения δ , для которого

$$\begin{aligned} & P[L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1) - \\ & - \delta \leq L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1) \leq \\ & \leq L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1) + \delta] \geq \gamma. \end{aligned} \tag{22}$$

Перепишем (22) следующим образом

$$\begin{aligned} & P[|L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1) - \\ & - L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)| < \delta] \geq \gamma. \end{aligned} \tag{23}$$

Понятно, что (23) эквивалентно

$$P \left[\frac{\left| L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1) - L(\{K_j\}, \hat{A}_0, \hat{A}_1, \hat{b}_0, \hat{b}_1, \hat{D}_0, \hat{D}_1) \right|}{D^{\frac{1}{2}}[L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)]} \leq \frac{\delta}{D^{\frac{1}{2}}[L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)]} \right] \geq \gamma. \quad (24)$$

Известно, что при не слишком строгих предположениях относительно закона распределения случайной величины $L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)$, случайная величина

$$T = \frac{\left| L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1) - L(\{K_j\}, \hat{A}_0, \hat{A}_1, \hat{b}_0, \hat{b}_1, \hat{D}_0, \hat{D}_1) \right|}{D^{\frac{1}{2}}[L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)]}$$

имеет распределение Стьюдента с $n - 1$ степенями свободы. При этом по таблицам распределения Стьюдента при заданном значении γ можно выбрать такое $t_{кр}$, чтобы выполнялось неравенство

$$P(T < T_{кр}) \geq \gamma.$$

Тогда в соответствии с (24) имеем

$$\frac{\delta}{D^{\frac{1}{2}}[L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)]} = T_{кр},$$

откуда

$$\delta = T_{кр} D^{\frac{1}{2}}[L(\{K_j\}, A_0, A_1, b_0, b_1, D_0, D_1)].$$

Полученное значение δ определяет искомый интервал, покрывающий неизвестное истинное значение прибыли с заданной вероятностью γ .

5. Выводы

1. Задача распределения средств между инвестиционными проектами сформулирована как задача математического программирования. Критерий оптимизации – ожидаемая прибыль от реализации проекта.
 2. Параметры целевой функции задачи – случайные величины. Это обстоятельство предопределяет случайный характер целевой функции и приводит к риску, с которым сопряжена реализация проекта.
 3. В работе построена математическая модель, описывающая характер воздействия случайных факторов на результаты распределения средств при планировании развития.
 4. Проведена оценка статистических характеристик случайного значения ожидаемой прибыли, что позволило рассчитать уровень риска при реализации плана развития.
- Эта методика позволяет определить интервал значений прибыли, содержащий истинное значение прибыли с вероятностью не ниже заданной. Полученный результат делает процедуру принятия управленческих решений более обоснованной.

Литература

1. Зуб, А. Т. Стратегический менеджмент: теория и практика [Текст] / А. Т. Зуб. – М.: Аспект Пресс, 2002. – 415 с.
2. Алексеева, М. М. Планирование деятельности фирмы [Текст] / М. М. Алексеева. – М.: Финансы и статистика, 2000. – 296 с.
3. Бухалков, М. Н. Внутрифирменное планирование [Текст] / М. Н. Бухалков. – М.: ИНФРА, 2003. – 314 с.
4. Human, D. Modern Microeconomics. Analysis and Applications [Text] / D. Human. – Boston, IRWIN, Homewood, 1998. – 689 p.
5. Van Horne, J. C. Fundamentals of Financial Management [Text] / J. C. Van Horne, J. M. Wachowicz Jr. NJ: Prentice Hall, 2008. – 760 p.
6. Gordon, A. Fundamentals of Investment [Text] / A. Gordon, W. Sharpe, J. Bailey. – NJ: Prentice Hall, 2001. – 196 p.
7. Van Fleet, D. D. Contemporary Management [Text] / D. D. Van Fleet. – Boston, Houghton mifflin company, 1991. – 679 p.
8. Замков, О. О. Математические методы в экономике [Текст] / О. О. Замков, А. В. Толстомятенко, Ю. Н. Черемных. – М.: МГУ, изд. «ДИС», 1998. – 368 с.
9. Кобец, Е. А. Планирование на предприятии [Текст] / Е. А. Кобец. – Таганрог: Изд. ТРТУ, 2006. – 232 с.
10. Новицкий, Н. И. Организация, планирование и управление производством [Текст] / Н. И. Новицкий, В. П. Пашута. – М.: Статистика, 2006. – 342 с.
11. Ben, H. Total Risk, Diversifiable Risk and Nondiversifiable Risk [Text] / H. Ben, H. Levy // Journal of Financial and Quantitative Analysis. – 1980. № 15. – P. 289–297.
12. Вентцель, Е. С. Теория вероятностей [Текст] / Е. С. Вентцель. – М.: ГИФМЛ, 1962. – 564 с.
13. Гихман, И. Т. Теория вероятностей и математическая статистика [Текст] / И. И. Гихман, А. В. Скороход, М. И. Ядренко. – К.: Вища школа, 1979. – 408 с.
14. Cramer, H. Mathematical methods of statistics [Text] / H. Cramer. – Princeton, Princeton University Press, 1951. – 416 p.